Die Humankybernetik (Anthropokybernetik) umfaßt alle jene Wissenschaftszweige, welche nach dem Vorbild der neuzeitlichen Naturwisseschaft versuchen, Gegenstände, die bisher ausschließlich mit geisteswissenschaftlichen Methoden bearbeitet wurden, auf Modelle abzubilden und mathematisch zu analysieren. Zu den Zweigen der Humankybernetik gehören vor allem die Informationspsychologie (einschließlich der Kognitionsforschung, der Theorie über „künstliche Intelligenz" und der modellierenden Psychopathometrie und Geriatrie), die Informationsästhetik und die kybernetische Pädagogik, aber auch die Sprachkybernetik (einschließlich der Textstatistik, der mathematischen Linguistik und der konstruktiven Interlinguistik) sowie die Wirtschafts-, Sozialund Rechtskybernetik. – Neben diesem ihrem hauptsächlichen Themenbereich pflegen die GrKG/Humankybernetik durch gelegentliche Übersichtsbeiträge und interdisziplinär interessierende Originalarbeiten auch die drei anderen Bereiche der kybernetischen Wissenschaft: die Biokybernetik, die Ingenieurkybernetik und die Allgemeine Kybernetik (Strukturtheorie informationeller Gegenstände). Nicht zuletzt wird auch metakybernetischen Themen Raum gegeben: nicht nur der Philosophie und Geschichte der Kybernetik, sondern auch der auf kybernetische Inhalte bezogenen Pädagogik und Literaturwissenschaft. -

La prihoma kibernetiko (antropokibernetiko) inkluzivas ĉiujn tiajn sciencobranĉojn, kiuj imitante la novepokan natursciencon, klopodas bildigi per modeloj kaj analizi matematike objektojn ĝis nun pritraktitajn ekskluzive per kulturscienacaj metodoj. Apartenas al la branĉaro de la antropokibernetiko ĉefe la kibernetika psikologio (inkluzive la ekkon-esploron, la teoriojn pri „artefarita intelekto" kaj la modeligajn psikopatometrion kaj geriatrion), la kibernetika estetiko kaj la kibernetika pedagogio, sed ankaŭ la lingvokibernetiko (inkluzive la tekststatisikon, la matematikan lingvistikon kaj la konstruan interlingvistikon) same kiel la kibernetika ekonomio, la socikibernetiko kaj la jurkibernetiko. - Krom tiu ĉi sia ĉefa temaro per superrigardaj artikoloj kaj interfake interesigaj originalaj laboraĵoj GrKG/HUMANKYBERNETIK flegas okaze ankaŭ la tri aliajn kampojn de la kibernetika scienco: la biokibernetikon, la inĝenierkibernetikon kaj la ĝeneralan kibernetikon (strukturteorion de informecaj objektoj). Ne lastavice trovas lokon ankaŭ metakibernetikaj temoj: ne nur la filozofio kaj historio de la kibernetiko, sed ankaŭ la pedagogio kaj literaturscienco de kibernetikaj sciaĵoj. -

Cybernetics of Social Systems comprises all those branches of science which apply mathematical models and methods of analysis to matters which had previously been the exclusive domain of the humanities. Above all this includes *information psychology* (including theories of cognition and 'artificial intelligence' as well as psychopathometrics and geriatrics), *aesthetics of information* and *cybernetic educational theory*, *cybernetic linguistics* (including text-statistics, mathematical linguistics and constructive interlinguistics) as well as *economic*, *social* and *juridical cybernetics*. – In addition to its principal areas of interest, the GrKG/HUMANKYBERNETIK offers a forum for the publication of articles of a general nature in three other fields: *biocybernetics*, *cybernetic engineering* and *general cybernetics* (theory of informational structure). There is also room for *metacybernetic* subjects: not just the history and philosophy of cybernetics but also cybernetic approaches to education and literature are welcome.

La cybernétique sociale contient tous le branches scientifiques, qui cherchent à imiter les sciences naturelles modernes en projetant sur des modèles et en analysant de manière mathématique des objets, qui étaient traités auparavant exclusivement par des méthodes des sciences culturelles ("idéographiques"). Parmi les branches de la cybernétique sociale il y a en premier lieu la psychologie informationelle (inclues la recherche de la cognition, les théories de l'intélligence artificielle et la psychopathométrie et gériatrie modeliste), l'esthétique informationelle et la pédagogie cybernétique, mais aussi la cybernétique linguistique (inclues la statistique de textes, la linguistique mathématique et l'interlinguistique constructive) ainsi que la cybernétique en économie, sociologie et jurisprudence. En plus de ces principaux centres d'intérêt la revue HUMANKYBERNETIK s'occupe – par quelques articles de synthèse et des travaux originaux d'intérêt interdisciplinaire – également des trois autres champs de la science cybernétique: la biocybernétique, la cybernétique de l'ingénieur et la cybernétique générale (théorie des structures des objets informationels). Une place est également accordée aux sujets métacybernétiques mineurs: la philosophie et l'histoire de la cybernétique mais aussi la pédagogie dans la mesure où elle concernent la cybernétique.

ISSN 0723-4899

Grundlagenstudien aus Kybernetik und Geisteswissenschaft

Internationale Zeitschrift für Modellierung und Mathematisierung in den Humanwissenschaften
Internacia Revuo por Modeligo kaj Matematikizo en la Homsciencoj
International Review for Modelling and Application of Mathematics in Humanities
Revue internationale pour l'application des modèles et de la mathématique en sciences humaines



HUMANKYBERNETIK

Inhalt * Enhavo * Contents * Matières

Band 23 * Heft 4/82

C. John Adcock
The Development of Statistical Methods in Psychology
(La evoluo de statistikaj metodoj en la psikologio)

Takashi Sakaguchi
Nova prezento de la japana lingvo en bildoj – La lingva aspekto laŭ grafikaĵoj
(The Japanese Language in Pictures – The Linguistic Aspect Graphically Presented – Das Japanische in Bildern – eine graphische Darstellung des linguistischen Aspekts)

Helmar Frank und Hubert Wagner
Ein graphisches Verfahren zur Beurteilung von Tests und Prüfungen mit Auswahlantworten
(Grafika metodo por la prijuĝo de testoj kaj ekzamenoj uzantaj respondoselektojn – A Graphical Method of Marking Multiple-Choice Tests and Examinations)

Dieter Kissel
Nichtsprachliche Aspekte des Arzt-Patienten-Gesprächs
(Nonverbal interaction within medical interviewing)

Siegfried Lehrl und Helmar G. Frank
Zur humangenetischen Erklärung der Kurzspeicherkapazität als der zentralen individuellen Determinante von Spearmans Generalfaktor der Intelligenz
(Kontribuo al homgenetika ekspliko de la nunmemor-kapacito kiel la ĉefa individua varianto kondiĉanta la SPEARMANan bazan inteligentecfactoron – Towards a human genetic explanation of short-storage capacity as the chief individual variable determining Spearman's basic intelligence factor – Vers l'explication génétique humaine de la capacité de la mémoire temporaire comme facteur determinant le plus important du facteur générale de l'intelligence suivant Spearman)

Mitteilungen * Sciigoj * News * Nouvelles



Gunter Narr Verlag Tübingen

Die Grundlagenstudien aus Kybernetik und Geisteswissenschaft (GrKG/Humankybernetik) wurden 1960 durch Max Bense, Gerhard Eichhorn und Helmar Frank begründet. Sie sind z.Zt. offizielles Organ folgender wissenschaftlicher Einrichtungen:

Institut für Kybernetik Berlin e.V. (Direktor: Prof. Dr. Uwe LEHNERT, Freie Universität Berlin)

LBA - Deutsche Liga zur Bekämpfung frühzeitiger Alterserkrankungen (Präsident: Prof. Dr.med. Bernd FISCHER, Universität Heidelberg und Mannheim)

Grundlagenstudien aus Kybernetik und Geisteswissenschaft

Internationale Zeitschrift für Modellierung und Mathematisierung in den Humanwissenschaften
Internacia Revuo por Modeligo kaj Matematikizo en la Homsciencoj
International Review for Modelling and Application of Mathematics in Humanities
Revue internationale pour l'application des modèles et de la mathématique en sciences humaines

grkg
HUMANKYBERNETIK

Inhalt * Enhavo * Contents * Matières

Band 23 * Heft 4/82

C. John Adcock
The Development of Statistical Methods in Psychology
(La evoluo de statistikaj metodoj en la psikologio) 151

Takashi Sakaguchi
Nova prezento de la japana lingvo en bildoj
– La lingva aspekto laŭ grafikaĵoj
(The Japanese Language in Pictures – The Linguistic Aspect Graphically Presented – Das Japanische in Bildern – eine graphische Darstellung des linguistischen Aspekts) 158

Helmar Frank und Hubert Wagner
Ein graphisches Verfahren zur Beurteilung von Tests und Prüfungen mit Auswahlantworten
(Grafika metodo por la prijuĝo de testoj kaj ekzamenoj uzantaj respondoselektojn – A Graphical Method of Marking Multiple-Choice Tests and Examinations) 161

Dieter Kissel
Nichtsprachliche Aspekte des Arzt-Patienten-Gesprächs
(Nonverbal interaction within medical interviewing) 171

Siegfried Lehrl und Helmar G. Frank
Zur humangenetischen Erklärung der Kurzspeicherkapazität als der zentralen individuellen Determinante von Spearmans Generalfaktor der Intelligenz
(Kontribuo al homgenetika ekspliko de la nunmemor-kapacito kiel la ĉefa individua varianto kondiĉanta la SPEARMANan bazan inteligentecfaktoron – Towards a human genetic explanation of short-storage capacity as the chief individual variable determining Spearman's basic intelligence factor – Vers l'explication génétique humaine de la capacité de la mémoire temporaire comme facteur determinant le plus important du facteur générale de l'intelligence suivant Spearman) 177

Mitteilungen * Sciigoj * News * Nouvelles 187

Gunter Narr Verlag · Stauffenbergstraße 42 · Postfach 2567 · 7400 Tübingen

Verlag und Anzeigenverwaltung | *Eldonejo kaj anonc-administrejo* | Publisher and advertisement administrator | *Edition et administration des anonnces*

Gunter Narr Verlag
Stauffenbergstraße 42, Postfach 2567, D-7400 Tübingen 1, Tel. (0049- /0-)7071 - 24156

Die Zeitschrift erscheint vierteljährlich (März, Juni, September, Dezember). Redaktionsschluß: 1. des Vormonats. - Die Bezugsdauer verlängert sich jeweils um ein Jahr, wenn bis zum 1. Dezember keine Abbestellung vorliegt. - Die Zusendung von Manuskripten (gemäß den Richtlinien auf der dritten Umschlagseite) wird an die Schriftleitung erbeten, Bestellungen und Anzeigenaufträge an den Verlag. - Z.Zt. gültige Anzeigenpreisliste: Nr. 3 vom 1.1.1982.

La revuo aperadas kvaronjare (marte, junie, septembre, decembre). Redakcia limdato: la 1-a de la antaŭa monato. - La abondaŭro plilongiĝadas je unu jaro se ne alvenas malmendo ĝis la 1-a de decembro. - Bv. sendi manuskriptojn (laŭ la direktivoj sur la tria kovrilpaĝo) al la redaktejo, mendojn kaj anoncojn al la eldonejo. - Validas momente la anoncprezlisto 3 de 1982-01-01.

This journal appears quarterly (every March, June, September and December). Editorial deadline is the 1st of the previous month. - The subscription is extended automatically for another year unless cancelled by the 1st of December. - Please send your manuscripts (fulfilling the conditions set out on the third cover page) to the editorial board, subsription orders and advertisements to the publisher. - Current prices for advertisements: List no. 3 dated 1-1-82.

La revue paraît trimestriellement (en mars, juin, septembre, décembre). Date limite pour la rédaction: le 1er du mois précédent. – L'abonnement se renouvellera automatiquement pour un an, sauf révocation reçue au plus tard le 1er décembre. – Veuillez envoyer, s.v.p., des manuscrits (suivant les indications sur la troisième page de la couverture) à l'adresse de la rédaction, des abonnements et des commandes d'annonces à celle des éditions. – Le tarif actuel en vigeur est celui des annonces du 1982-01-01.

Druck: Müller + Bass, Tübingen

ISSN 0723-4899

grkg/Humankybernetik
Band 23 · Heft 4 (1982)
Gunter Narr Verlag Tübingen

The Development of Statistical Methods in Psychology

by C. John ADCOCK, Wellington (NZ)

Victoria University of Wellington, Psychology Dept.

Early psychology was, of course, largely a body of observation and speculations. It did not lend itself to precise measurement or the formulation of verifiable laws. Yet there was one area where the very earliest work was approached with statistical tools. The German philosopher Fechner (1860) initiated research which can be regarded as marking the beginning of scientific psychology. The outcome of his experimental studies may have been as William James (1890) asserted, "just nothing", but its methodology initiated a new attitude in psychological study. By tackling a psychological problem through objective measurements and applying statistical procedures to the data he indeed prepared the way for a real science of psychology.

It is interesting to note that he was not working as a psychologist really but as a philosopher, perhaps the first to endeavour to establish a philosophical theory by empirical research. He was concerned about the relationship between mind and matter and he saw the key to this in the relationship between stimulus and perception. The amount of increase in a weight needed to make it appear heavier seemed to him as very important since it permitted plotting the precise relationship between matter (the weight of the object) and mental sensation. Investigating this led to the calculation of means and consideration of probability which prepared the way for more sophisticated development.

It is important to recognise that psychological research presented problems which were not so obvious in the physical sciences. The chemist or the physicist is frequently concerned to show that an effect occurs under certain conditions and he can demonstrate the relationship between cause and outcome quite effectively by keeping all other factors constant.

A single experiment can establish the conclusion. This is seldom so in psychology. Usually it is quite impossible to keep other factors constant and other measures have to be resorted to. The result of an experiment is not a simple "yes" or "no", but rather a probability statement, e.g. this result could arise simply by chance once in a hundred experiments – the odds in favour of its validity are a hundred to one. Since other researchers are likely to replicate the experimenter this provides sufficient interim validity to encourage further interest and in practice a 5% level of probability of happening by chance is accepted.

Analysis of Variance

The use of means and their probability values, or the difference between two means assessed for probability where groups are being compared has become a widespread practice but for more complex research the more sophisticated analysis of variance (ANOVA) has become common practice. This permits sectioning of the data with regard to sex, age, previous experience, etc. On the basis of such grouping we can separate out the variance due to the various factors. This provides a means to overcome the problem of controlling interfering factors. What cannot be controlled physically can perhaps be eliminated mathematically. This is a crucial matter in psychology. Behaviour does not take plce in a vacuum. We cannot put a person in a test-tube to carry out our experiments. Multivariate research is essential and it is this need which has guided much of the statistical developments in the science.

Anaylsis of variance had its origin in agricultural research, which had similar problems, but quickly made inroads into psychology. The mathematical separation of variance from various sources has been essential in many studies and the ability to assign reliable probability values to outcomes has done much to make psychology an exact science. And, in turn, psychology has contributed much to the development of ANOVA designs.

The Correlational Approach

The contribution most indigenous to psychology is certainly that of factor analysis. Simple correlation was pioneered by Sir Francis Galton in his studies of heredity (1869) and his method was developed further by Pearson (1928) to become the product-moment procedure in standard use today. It will be noted that Galton and Fechner were contemporaries, both with wide interests and both seeking to use mathematical and experimental methods in psychological areas previously at the mercy of verbal generalizations. Both were concerned to demonstrate significant relationships between variables but whereas the ANOVA tradition led to emphasis on the *significance* or certainty of the relationship, correlation technique was concerned rather with the degree of relationship. The two concepts are, of course, related and correlation coefficients are assessed not just with regard to *size* but also with regard to *significance.* A higher level of correlation is associated with a higher level of significance, but both aspects have to be independently assessed.

For the moment let us look more closely at the degree of correlation. Suppose we are concerned with the relationships between intelligence scores and school success. If this is extremely high, say 0.90, we cann assume that there is little need to be concerned with other factors at all. We have an adequate basis of prediction. But if we find a correlation of only 0.10 quite obviously intelligence is only a minor consideration and we must look for other factors to explain school success. So far, however, we have neglected the matter of significance. If we have used a sample of ten subjects, the probability of our results having occurred in a chance way is very high. With such a sample a correlation of 0.55 could occur in 10% of our experiments simply as a matter of chance and a coefficient of 0.10 could be regarded as having no practical significance at all. In most research it is of the highest importance to know clearly both the degree of relationship and the degree to which we can trust our finding.

Factor Analysis

The extension of correlation methods to multivariate data, as comparison of means had been extended to analysis of variance, marks another advance in statistical sophistication in psychologoy. A first step in this direction had been made by the development of the complementary techniques of "partial correlation" (r 12.3) and "multiple correlation" (r. 1.23), the former providing means of eliminating the effect of a third variable and the latter of including the effect of a third variable. This extended the scope of the technique and pointed to further possibilities which were studied by several British and American psychologists.

The essence of this new development was the concpt that several factors could be involved in some psychological performance without either the number or nature of the factors being adequately known. This is very different from the situation where the factors are already known and represented numerically. It will be seen at once that here could be a very powerful tool for research. To be able to take a matrix of measurements and resolve them into components in measurable terms could be a researcher's dream.

The British psychologist Spearman (1904, 1923) was very much concerned with the nature of intelligence and is famous for his theory that it represents a single general factor. He devised a method for extracting such a factor and tried to demonstrate statistically that only one factor was involved in ability tests. It is interesting that a technique which made possible the handling of multiple factors should have been used merely to establish one single factor (i.e. for intelligence) and that its outhor should have found no incentive to develop the technique for wider use.

Fortunately there were others to take up the work. Burt, another prominent British psychologist, had developed and used a truly multiple form of factor analysis before 1910 and published an account of his work in the British Association Annual Reports of 1915 while in the United States. Thurstone, who had approached psychology later in life after an engineering career in which he worked with the famous American inventory, Charles Edison, developed independently his centroid method of analysis which in principle is the same as Burt's "simple summation" methods.

Both these methods used an iteration procedure whereby the variance due to successive factors was peeled off like the layers of an onion until the original correlation matrix was reduced to a set of non-significant residuals. At that stage the number of factors is evident together with the "factor loadings" of the variables for each of the factors, by which means it is possible to get some clues as to the nature of the factors, but the data in this form presents many problems and it is easy to understand why there was much disagreement between schools of factor analysis. Let us consider the nature of the centroid factors as they typically emerge. Below is the centroid solution for a five variable correlation matrix:

	Factor I	Factor II
Variable 1	.88	.39
Variable 2	.78	–.35
Variable 3	.95	–.14
Variable 4	.95	–.25
Variable 5	.91	.35

It will be seen that the first factor has high loading on all variables. For the second factor they are lower as may be expected since we first take out all the variance which can be accounted for with the first round of analysis, but something else is also important: there are negative loadings for some variables on the second factor and it will be noted that the negative loadings seem up to equal the positive. There is obviously something artificial about this which, is clearly the result of the method of analysis. If there is only one significant factor this is of no consequence. The first factor must be it with very little distortion but with two or more factors we need more caution and we have to remember that we can account for the same variance by many different pairs of factor loadings. It is only necessary to make reciprocal changes in the two sets of loadings. This can be demonstrated for two factors by simply plotting the loadings against two orthogonal axes. Having done so we can rotate the two axes to any position and, provided we maintain their orthogonality, the new loadings will give rise to exactly the same correlation matrix.

In view of this situation Thurstone insisted that to interpret the loadings from any factor analysis they must be first rotated appropriately. To choose among the infinity of possible rotations he proposed the concept of simple structure which is in effect to use a criterion long established in science: the simplest explanation is the one most acceptable. Employing Thurstone's methods we convert our original factor loadings to:

	Factor I	Factor II
Variable 1	.00	.92
Variable 2	.64	.00
Variable 3	.52	.26
Variable 4	.62	.16
Variable 5	.05	.69

Notice that we have now eliminated the negative loading for the second factor and we have reduced three of our loadings to zero or nearly zero (.05). This implies that variables 1 and 5 do not concern factor I at all and variable 2 does not relate to factor II. It seems reasonable to assume that in practice this is likely to happen from time to time and when you know the nature of the variables in this case you will appreciate that the rotated matrix, obtained by purely statistical means, fits the actual data very well.

The five variables were actually measurements of sheets of paper:

1. The length of the sheet
2. The breadth of the sheet
3. The length of the diagonal
4. The area
5. Length squared plus breadth

It will be agreed that all measurements reduce to length and breadth. Factor II is clearly length. Variable 1 involves length only, Variable 2 involves breadth only, Variable 3 involves length and breadth, Varaible 4 again involves both dimensions and Variable 5 is dominated by the squaring of length.

In a case like this, where measurements are objective and their nature quite clear, it is reassuring to find that the statistical procedure provides clear information as to the number of factors and their nature and Thurstone's procedures appear to be justified. However, there is one point which he has not yet mentioned. The rotation we carried out did *not* maintain the orthogonality of the factor axes. This implies that the two factors are themselves correlated. Is this justified? It can be argued that length and breadth are independent variables and so the implied correlation is misleading. This may be true in the abstract but not for our paper sheets. Our large sheets were both longer and wider than the small sheets!

The Thurstone procedure of seeking simple structure through correlated factors is referred to as "oblique rotation" and has given rise to some conflict in psychological circles. In particular the Spearman concept of intelligence as a general factor has been in conflict with Thurstones emphasis on primary abilities. It is clear that Spearman's approach will always produce a general factor if all the tests involved in study are chosen to involve a common factor and that Thurstone's approach will always eliminate a common factor by virtue of its oblique rotation. The conflict arising from this situation was reduced by a further development. Oblique factors are not only permitted to be correlated but their correlation can be calculated from the obliqueness of the axes. This provides a new correlation matrix, the new variables being the oblique factors themselves. This is a smaller matrix but it can in turn be analysed and from this we can obtain a set of second-order factors and when there really is a general factor involved it can be manifested at this level.

It can be argued that, if we are dealing with psychological abilities or personality dimensions, a hierarchy of factors is likely to be involved and that oblique rotation will appropriately map the factorial position. At least we must bear in mind that we need to use methods which permit possible relationships to be revealed at various levels and we must also be able to recognise the situation where two highly correlated variables are so related because they share a common factor which would cause them to be highly correlated with many other variables.

It will be seen that factor analysis is not a machine which will automatically reveal all the complex relationships of psychological variables but it does provide cluses to the structure of previously unknown areas and it does provide a means of testing hypotheses about the structure of such areas. It does not make the researcher's brain superfluous but it does provide a widely usable tool.

Some Problems

There has been much controversy about some aspects of factor analysis as used in psychology and some comment on this may be appropriate here. The first point of interest is the conflict about the neglect of the classical mathematical resolution of a correlation matrix into its components which produces an invariant solution and the Thurstone/Burt approaches which fail to do this. The major point at issue here, apart from the fact that the former approach involves much more calculation than the latter, a consideration which before the advent of electronic computers was of great practical importance with large matrices such as psychologists had to cope with (my own first matrix involved 112 variables), was the treatment of the diagonal cells involving the communalities. These represent the correlation of each variable with itself and theoretically this should be unity. Unfortunately our measures of psychol-

ogical variables involve an infinite number of factors plus unknown chance contamination. The effective correlation of a psychological test will itself, as evidenced by reliability studies, be much less than unity so that the communality values are better represented by some appropriate estimate. Various procedures for such estimates have been used. The aim is to have the communality value equal to the sum of the factor variance for the variable concerned. The result is not precise but Thurstone argued that it is better to have an approximation to something psychologically meaningful rather than an exact calculation of something of unknown meaning!

The second contentious issue is that of the number of factors to be extracted. This is specially important with computer analysis where we can extract as many factors as we have variables and so clutter the results as to provide a hopeless problem of interpretation. Where do the meaningful factors stop and the chance ones begin? A common criterion has been the rejection of factors with an eigen value below unity but the relevance of this criterion seems to be related to the size of the matrix and may differ widely from other criteria and practical considerations. An alternative has been the plotting of latent roots and noting a sudden fall in the curve which suggests the beginning of chance effects. Cattell (1960), has provided a very effective version of this in his *Scree Test* based on his analogy with the rubble at the base of a mountain.

Related to this issue is that of the direct study of correlation clusters. Various procedures have been developed for the sorting out of such clusters, a simple procedure being that of first selecting the highest coefficient in the matrix and then selecting a third variable which has the highest combined variance and so continuing until no variable is left which has significant correlation with those previously admitted to the cluster. Where a variable has high variance in two or more clusters it is assigned to the cluster with which it has most in common.

Clusters selected in such ways tend to involve common factors which can provide a guide to the rotation of factors from a centroid analysis or become the basis for a group centroid analysis such as proposed in somewhat similar forms by both Thurstone and Burt. The advent of computers has led to some neglect of cluster considerations but cluster search can also be carefully done by computer and has been much favoured by Tryon (1966). A careful study of the inter-relation of clusters within a matrix can often cast interesting light on factorial complexity.

References:

Burt, Sir Cyril (1915). *British Association Annual Reports,* 1915.

Cattell, R.B. (1966). *Handbook of Multivariate Experimental Psychology,* 206-218.

Fechner, G.T. (1960). *Elemente der Psychophysik.*

Galton, Sir Francis (1869). *Hereditary Genius.*

James, W. (1890). *Principles of Psychology.*

Pearson, K. (1928). On the Coefficient of Racial Likeness. *Biometrica,* 1928, 18, 105-117.

Spearman, G. (1904). General intelligence objectively determined and measured. *American Journal of Psychology,* 1904.

Spearman, G. (1927). *The Abilities of Man.* McMillan, New York: 201-239.

Tryon, R.C. & Bayley, D.E. (1966). The BC TRY computer system of cluster and factor analysis. *Multivariate Behavioral Research,* 1966, 1, 95-111.

Received: 1982-11-29

Adress of the author:
Prof. C. J. Adcock, Psychology Dept., Victoria University of Wellington, New Zealand

La evoluo de statistikaj metodoj en la psikologio (resumo)

La malnovaj diskutoj pri psikologiaj temoj okazis, kompreneble, sen la helpo de mezurado aŭ kalkulado sed estas interese rimarki ke la komenco de la scienca periodo centriĝis en tre preciza esplormetodo per kiu la filozofo Fechner provis elmontri la rilaton inter materio kaj menso. Tiu celo kuraĝigis la uzadon en la psikologio de statistikaj metodoj rilate al la analizo de varianco. Kvankam pro tio la psikologio profitis de la pli fruaj kontribuoj de terkultura esplorado estis alia sfero kie la psikologio estis pioniro: la tekniko de la faktora analizo. La studo de la inteligenteco inspiris esploron de diversaj metodoj por dispartigi la efikojn de la multaj faktoroj kiuj gvidas homan agadon. Faktoranalizo provizis metodon per kiu oni povas havigi indikojn pri novaj hipotezoj kaj rimedojn por la pruvo kaj konfirmo de malnovaj.

Estas kelkaj problemoj rilate la faktoranalizan teknikon. Menciinda estas la demando per kiom da faktoroj oni devus kalkuli. Kriterioj por decidi tion estas notitaj. Tio estas ankaŭ farita de matematikistoj kiuj rimarkas ke estas preciza metodo por eltrovi la elementojn de korelaciaj matrico. Laŭ Thurstone la elekto estas inter preciza kalkulado de malfacile komprenebla rezulto kaj malpli preciza kalkulo de io kiu havas psikologian signifon!

grkg/Humankybernetik
Band 23 · Heft 4 (1982)
Gunter Narr Verlag Tübingen

Nova prezento de la japana lingvo en bildoj - La lingva aspekto laŭ grafikaĵoj

de Takashi SAKAGUCHI, Paderborn (D)

Lastatempe, speciale post la dua mondmilito, la kvanteca analizo de la lingva fenomeno (kvanteca japanologio) evoluis en Japanio. Nova libro en tiu kampo (MIYAJIMA k.a.,1982) estas kolekto de la ĝisnun akiritaj rezultoj en la branĉo de la statistika japanologio kaj ilia prezento en alirebla maniero ne nur al lingvistoj resp. fakuloj pri la japana lingvo, sed ankaŭ al laikoj, kiuj interesiĝas pri la japana lingva fenomeno.

Abundas grafikaĵoj en la ĵus menciita verko. Ĝi konsistas el la jenaj ok ĉapitroj:

I. la japana lingvo en la mondo
II. la vorto
III. la litero kaj ortografio
IV. la sono kaj akcento
V. la gramatiko kaj stilo
VI. la estimaj esprimoj
VII. la dialekto
VIII. la ĉiutaga lingvo

Laŭ la nombro de lingvo-uzantoj unue situas la ĉina lingvo (ĉ. 800 milionoj da parolantoj), sekvas la angla (250 milionoj), la rusa (170 milionoj), la hindustana (170 milionoj), la hispana (150 milionoj) kaj la japana (110 milionoj). La japanan lingvon sekvas la germana kun proksimume 95 milionoj da lingvo-uzantoj.

Ĉirkaŭ 135 mil homoj lernas la japanan kiel fremdlingvon. La laŭkontinenta proporcio prezentiĝas jene: ĉ. 51% devenas el Azio, ĉ.18% el la Norda Ameriko, ĉ. 19% el la Suda Ameriko kaj ĉ. 8% el Oceanio. La statistiko prezentas staton el 1979 ~ 1980.

El la etimologia vidpunkto la vortoj de la hodiaŭa japana lingvo dividiĝas je jenaj kvar grupoj:

(1) propraj japanaj vortoj
(2) ĉindevenaj vortoj
(3) kromĉinaj vortoj kaj
(4) miksitaj vortoj.

Surbaze de 90 ĵurnaloj oni mezuris ilian proporcion: I_1 = 53,9%, I_2 = 41,3%, I_3 = 2,9%, I_4 = 1,9% inkluzive la ripetitajn vortojn, kaj E_1 = 36,7%, E_2 = 47,5%, E_3 = 9,8%, E_4 = 6,0% ekskluzive la ripetitajn vortojn. Se ni konsideras relativan koeficienton R_i, rezultas jena proporcio:

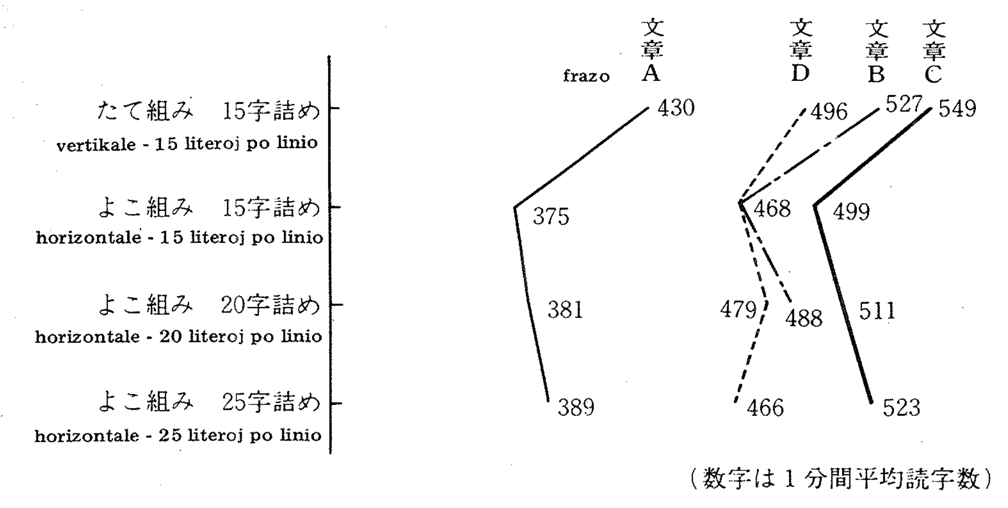
$$R_i = I_i / E_i$$

ĉe kiu R_1 = 1,47, R_2 = 0,87, R_3 = 0,30 kaj R_4 = 0,32.

Tio signifas, ke en la grupo (1) superas la plej ofte ripetitaj vortoj (preskaŭ duoble ol en la grupo (2) kaj kvinoble ol en la grupoj (3) kaj (4). En la ĉiutaga konversacio la grupo (2) malmultiĝas je 13 - 20%, kaj viroj uzas pli da vortoj el la grupo (2) ol virinoj.

Sekve oni esploras la laŭoftecan uzon de fakterminoj rilate al la vortoj en la ĉiutaga vivo. Ekz. inter 65 fizikaj fakterminoj la japana lingvo havas ĉ. 64% da nekomunaj kun la ĉiutagaj vortoj, la rusa ĉ. 42%, la germana ĉ. 41%, la franca ĉ. 36% kaj la angla ĉ. 32%. Tio signifas, ke japanoj bezonas pli da vortoj el la periferio de la komuna lingvo-uzo ol la menciitaj nacioj.

En la japana lingvo ekzistas du diversaj skribmanieroj: (1) la vertikala (desupre malsupren) aplikata ĉefe al literaturaĵoj kaj (2) la horizontala (demaldekstre dekstren) speciale por la fak-sciencaj tekstoj. En la lego-rapideca komparo (ekzamenitaj estis 15 - 16 jar-aĝaj lernantoj) montriĝis, ke la vertikale skribita ĵurnalartikolo estis pli rapide legata ol la horizontala. La kaŭzo de tiu fenomeno restas ekster la klarigo de la libro.

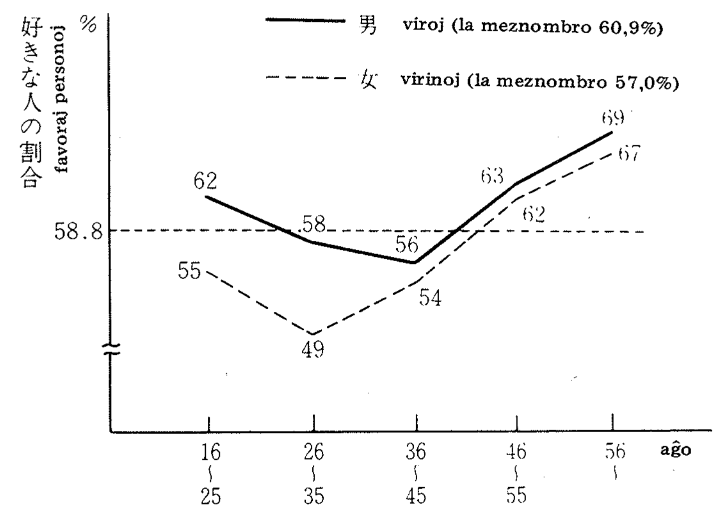


Bildo 1: (MIYAJIMA k.a., 1982, p. 300) La legorapideco (la cifero signifas la meznombron de legitaj literoj po minuto).

Geografia distribuo de la normigita lingvo-uzo (standarda lingvo) montras la plej altan procenton en la ĉefurbo Tokio (77,6%) kaj la procento malmultiĝas laŭ la malproksimiĝo de ĝi. La meznombro de la uzantoj de la normlingvo en la tuta Japanio estas 57,8%. 58,8% da japanoj favoras al la uzo de sia loĝloka dialekto, 20,4% estas malfavoraj, 17,0% estas neŭtralaj kaj 3,8% ne donas respondon.

En la fino, kiel la aldona parto, estas prezentita ĝenerala enkonduko en la lingvan statistikon. Bazaj metodoj de statistiko, ilia aplikiĝo al la lingvistiko kaj ilia historio estas traktitaj en la studaĵo koncize.

La kompilintoj de la verko estas kunlaborantoj de la Esplorinstituto pri la Japana Lingvo. La instituto estis fondita en 1948 kaj ludas la ĉefan rolon en la kvanteca analizo de la lingva fenomeno. Apud ĝi gravan rolon ludas la Keiryo-kokugo-gakkai (instituto pri la kvanteca analizo de la nacia lingvo) - la unua institucio en la mondo pri lingvo-



Bildo 2: (MIYAJIMA k.a., 1982, p. 465) Distribuo de personoj favoraj al la dialekto-uzo laŭ la sekso kaj jar-aĝo

statistikaj esploroj. Ĝi estis fondita en 1956 kaj estas konata pro sia revuo „Keiryokokugo-gaku". La interkampan kunlaboron konstituas la lingvistika, psikologia, sociologia, matematika kaj inĝenierscienca fakoj.

Literaturo

MIYAJIMA, T.; NOMURA, M.; EGAWA, K.; NAKANO, H.; SANADA, S.; SATAKE, H.: Zusetsu Nippongo. Gurafu de miru kotoba no sugata. Tokio 1982, 600 p., Shoten

Ricevita 1982-10-09

Adreso de la aŭtoro: T. Sakaguchi, Dörener Weg 8, D-4790 Paderborn

The Japanese Language in Pictures - The Linguistic Aspect Graphically Presented (Summary)

In recent years in Japan there has been significant development in the field of quantitative linguistics. A new collection of data on the Japanese language has just appeared. This publication consists of the following parts: (i) the Japanese language in the world at large, (ii) the Japanese lexicon, (iii) orthography, (iv) phonetics, (v) grammar and style, (vi) polite forms of speech, (vii) dialects and (viii) the everyday language. There is also an appendix containing a general introduction to linguistic statistics. The authors of this work are members of the Research Institute for Japanese Language founded in 1948.

Das Japanische in Bildern - eine graphische Darstellung des linguistischen Aspekts (Kurzfassung)

In letzter Zeit hat es in Japan eine beträchtliche Entwicklung im Gebiet der quantitativen Linguistik gegeben. Soeben ist eine neue Datensammlung über die japanische Sprache erschienen. Diese Veröffentlichung besteht aus folgenden Teilen: (i) das Japanische in der Welt, (ii) der japanische Wortschatz, (iii) Rechtschreibung, (iv) Phonetik, (v) Grammatik und Stil, (vi) höfliche Rede, (vii) Dialekte und (viii) die Alltagssprache. Ein angehängter Teil enthält eine allgemeine Einführung in die Statistik samt deren Anwendung auf die Linguistik. Die Verfasser sind alle Mitarbeiter des 1948 gegründeten Instituts für japanische Sprache.


grkg/Humankybernetik
Band 23 · Heft 4 (1982)
Gunter Narr Verlag Tübingen

Ein graphisches Verfahren zur Beurteilung von Tests und Prüfungen mit Auswahlantworten

von Helmar FRANK und Hubert WAGNER, Paderborn (D)

Aus dem Institut für Kybernetik Berlin&Paderborn (Direktor: Prof. Dr. Helmar Frank) und dem Forschungs- und Entwicklungszentrum für objektivierte Lehr- und Lernverfahren (FEoLL) Paderborn

Professor Martin Hengst zum 75. Geburtstag 1982-12-27

1. *Problemstellung*

Hengst (1964) hat darauf aufmerksam gemacht, daß Schüler- wie Lehrer-Risiko sehr unterschiedlich ausfallen, wenn zwar ein festes prozentuales Erfolgskriterium (z.B. höchstens $m = 10\%$ Fehler) einer Prüfung zugrundegelegt wird, die Prüfung aber unterschiedlich viele Prüfungsfragen enthält. Die Auswahl der Prüfungsfragen ist nämlich ein Zufallsprozeß, welcher bewirkt, daß ein Kandidat, der weniger als den geforderten Mindestprozentsatz des Gesamtprüfungsstoffes (N Elemente) weiß, sehr wohl mehr als diesen Prozentsatz vom tatsächlich geprüften Stoff (Stichprobe $n < N$) beherrschen kann, also „Glück hatte" (Lehrerrisiko). Aber auch umgekehrt kann der Kandidat zwar einen höheren als den geforderten Prozentsatz vom Gesamtprüfungsstoff beherrschen, aber das „Pech haben", daß in der Stichprobe der Prüfungsfragen die nicht gewußten Elemente zufällig so stark überrepräsentiert sind, daß er „ungerechtfertigt" durchfällt (Schülerrisiko). Die Wahrscheinlichkeit eines solchen Prüfungsirrtums (das jeweilige „Risiko") ist natürlich desto kleiner, je weiter das geforderte prozentuale Minimum und der Wissensprozentsatz (die Kompetenz) des Kandidaten auseinanderliegen. Hengst legte die Methoden zur Berechnung dieser Wahrscheinlichkeit dar und gab einige drastische Beispiele.

Die Situation wird nochmals komplizierter, wenn nach dem Auswahlantwortverfahren geprüft wird. Dieses hat sich zur Ausschaltung von subjektiven Beurteilungsfreiräumen des Prüfers in vielen Bereichen bewährt und ist vor allem auch leicht objektivierbar (d.h. z.B. durch Rechner durchführbar). Werden aber zu einer Prüfungsfrage z.B. vier Auswahlantworten angeboten, von denen genau eine richtig ist, dann tritt im Falle des Nichtwissens nochmals ein Zufallsprozeß ein: der Kandidat wird mit der a-priori-Wahrscheinlichkeit 1/4 die richtige Antwort erraten. Bei 20 Fragen, von denen er die Antwort auf z.B. 12 kennt, ist demnach (bei Unabhängigkeit der Fragen) der Erwartungswert der richtig gegebenen Antworten $12 + (20 - 12) : 4 = 14$. Es könnte aber auch sein, daß der Adressat keine, nur eine oder umgekehrt drei, vier oder mehr der nicht gewußten acht Antworten zufällig richtig errät, was für den Prüfungsausgang entscheidend sein kann.

Zweck des gegenwärtigen Beitrags ist die Verallgemeinerung des seinerzeit von Hengst behandelten Problems insofern, als das Prüfer- bzw. Kandidatenrisiko als Resultat der Überlagerung zweier Zufallsprozesse berechnet wird:

(1) zufällige Auswahl der Prüfungsfragen aus dem Gesamtprüfungsgebiet;

(2) zufällige Auswahl einer angebotenen Auswahlantwort, wo immer das betreffende Prüfelement nicht beherrscht wird.

Zu den verschiedenen typischen „Auswahlantwort-Prüfplänen" - d.h. zum Prüfungsumfang $n \ll N$, zum Kriterium m des Bestehens (oder auch: zum Kriterium des Erhaltens einer bestimmten Note!), sowie zur Ratewahrscheinlichkeit b (a priori: zum Kehrwert der Zahl der angebotenen Auswahlantworten) - werden Kurven angegeben, aus welchen sich für verschiedene Kompetenzen p das Prüfer- bzw. Kandidatenrisiko ablesen läßt. Selbstverständlich können die Kurven auch in der Testtheorie zur graphischen Ermittlung des Fehlers erster bzw. zweiter Art verwendet werden. (Zum Unterschied zwischen Testen und Prüfen vgl. Frank, 1972).

2. *Aufstellung der Risikoformeln*

Vom Grundkollektiv von N Lernelementen (potientiellen Prüfelementen) beherrsche ein Kandidat einen bestimmten Prozentsatz p; seine „Kompetenz" sei also p, seine „Nichtkompetenz" $q = 1 - p$.

Ein Prüfer fordert, daß vom Grundkollektiv ein bestimmter kritischer (Mindest-)Prozentsatz $!p = k$ (wobei sinnvollerweise $k \cdot N$ ganzzahlig) beherrscht wird, daß also der Kandidat mindestens $k \cdot N$ potientielle Prüfelemente beherrscht - andernfalls hält er das Bestehen der Prüfung (oder eine bestimmte Note) nicht für gerechtfertigt. Erfüllt ein Kandidat „gerade noch" dieses Kriterium, und stellt der Prüfer n Prüfungsfragen, so beträgt der Erwartungswert für die gewußten Antworten $k \cdot n$. Der Prüfer bietet $a = 2,3,4,...$ Auswahlantworten an, von denen genau eine richtig ist, und alle für den Nichtwissenden die gleiche subjektive Wahrscheinlichkeit haben, so daß die Wahrscheinlichkeit des richtigen Erratens $b = 1/a$ ist. Der Erwartungswert G der Zahl gut gegebener Antworten ist also im „Grenzfalle" dieses „auf der Kippe stehenden" Kandidaten

$$(1)\ G = gn = (k + b(1 - k))n$$

Der Prüfer wird folglich diese Mindestzahl richtig gegebener Antworten zum Kriterium machen, also den Kandidaten durchfallen lassen (oder ihm eine bestimmte Note nicht zuerkennen sondern nur evtl. die nächst schlechtere), falls er mehr als

$$(2)\ M\ (= mn) := n - G = n(1 - k)(1 - b)$$

„Mißreaktionen" zeigt (Fehler macht). Bis zu dieser Höchstfehlerzahl soll nach dem „Auswahlantwortprüfplan" (n, m, b) der Kandidat erfolgreich sein.

Unter der gemachten Voraussetzung, daß die Stichprobe der aktuellen Prüfelemente klein ist im Vergleich mit dem Umfang des potentiellen Prüfungsstoffs, berechnet sich die Wahrscheinlichkeit, daß bei i von den n Prüfungsfragen die richtige Antwort dem Kandidaten mit der Kompetenz p **nicht** bekannt ist, nach der Binominalverteilung zu

$$(3)\ w(n,i) := \binom{n}{i}(1 - p)^i p^{n-i}$$

Aufgrund derselben kombinatorischen Überlegung ist die Wahrscheinlichkeit dafür, daß bei der Ratewahrscheinlichkeit b von den i nicht beherrschten Prüfungselementen z zufällig nicht gut beantwortet werden

$$(4)\ w(i,z) = \binom{i}{z}(1 - b)^z b^{i-z}$$

Damit wird die Wahrscheinlichkeit, bei n Prüfungsfragen die Antwort von genau i nicht zu wissen, **und** von diesen nicht gewußten genau z zufällig falsch zu raten

$$(5)\ v(n,i,z) := w(n,i) \cdot w(i,z) = \binom{n}{i}(1 - p)^i \cdot p^{n-i} \binom{i}{z}(1 - b)^z \cdot b^{i-z}$$

Im Extremfall können $i = z$ Elemente nicht beherrscht und keines davon zufällig richtig beantwortet sein, im anderen Extremfall können alle Prüfelemente unbekannt und hiervon bei z die falsche Auswahlantwort zufällig getroffen worden sein. Insgesamt ist die Wahrscheinlichkeit, bei genau z Fragen zu versagen

$$(6)\ V(n,z) := \sum_{i=z}^{n} w(n,i) \cdot w(i,z)$$

Die Prüfung wird bestanden, wenn die Zahl z der Fehler höchstens gleich der nach (2) ermittelten Zahl $M(k,b,n)$ wird, wenn also $0,1,...,M$ Fehler gemacht werden. Die Wahrscheinlichkeit dafür ist

$$(7)\ S(n,m,b) := \sum_{z=0}^{M(k,b,n)} V(n,z) = \sum_{z=0}^{M} \sum_{i=z}^{n} \binom{n}{i}(1 - p)^i p^{n-1} \binom{i}{z}(1 - b)^z b^{i-z}$$

Diese Wahrscheinlichkeit gibt für den Fall $p < k$ $(= !p)$ das Prüferrisiko an. Die Wahrscheinlichkeit, die Prüfung nicht zu bestehen - also im Falle $p > k = !p$ das Kandidatenrisiko - ist bei diesem Auswahlantwort-Prüfplan

$$(8)\ T(n,m,b) := 1 - S(n,m,b).$$

3. *Aufstellung von Schaubildern*

Betrachtet man (7) bzw. (8) als Funktion der Kompetenz mit drei, den Auswahlantwort-Prüfplan kennzeichnenden Parametern, dann ist es möglich, für jeden Prüfplan diese Funktion in einem kartesichen Koordinatensystem darzustellen, wobei die Achsenteilung linear oder z.B. auch nach dem Gaußintegral geteilt werden kann. Da Prüfer-

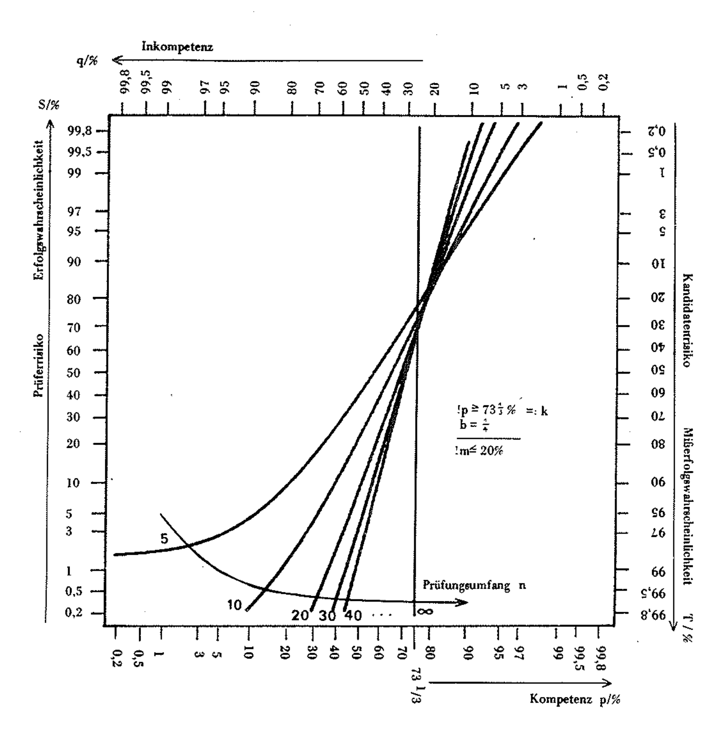


Bild 1: Wird als Prüfungskriterium ein maximal zulässiger Fehlerprozentsatz $m(=20\%)$ festgelegt (entsprechend einer geforderten Kompetenz $k=73^1/3\%$), dann hängen Prüfer- und Kandidatenrisiko nicht nur von der Kandidatenkompetenz p, sondern auch vom Prüfungsumfang n ab.

risiko und Kandidatenrisiko komplementär sind, braucht man die Bezifferung der Ordinate nur umzukehren, um für (7) und (8) dasselbe Schaubild zu erhalten.

Bild 1 zeigt das Ergebnis für den besonders häufigen Fall von vier Auswahlantworten (b = 0,25) durch eine Kurvenschar mit dem Scharparameter n (d.h. für zunehmend ausführlichere Prüfungen: n = 5, 10, 20, 30, 40) und konstantem höchstzulässigen Fehlerprozentsatz m = 20% (d.h. für höchstens M = 1, 2, 4, 6, 8 Fehler). Diesen Fehlerprozentsatz wird man nach (2) gerade noch zulassen, wenn man mehr als $k = 73^1/3\%$ Kompetenz fordert. (Der zulässige Fehlerprozentsatz ist nach (2) zur gerade noch zulässigen Inkompetenz $1 - k$ proportional, mit dem Proportionalitätsfaktor $1 - b$.) Liegt die Kompetenz deutlich unter dem geforderten Minimum, dann sinkt offensichtlich das Prüferrisiko mit steigendem Prüfungsumfang, liegt sie deutlich über diesem Minimum, dann muß umgekehrt der Kandidat an einer ausführlichen Prüfung interessiert sein. (Dies gilt natürlich nur dann streng, wenn der Prüfungsumfang so wächst, daß die Zahl $mn = M$ der gerade noch zulässigen Fehler stets ganzzahlig ist, in unserem Falle also falls n die Reihe der Fünferzahlen durchläuft.) Bei unbegrenzt wachsendem Prüfungsumfang wird die Steigung der Kurve an der Stelle $k = !p$ - in unserem Falle also für $73^1/3\%$ - beliebig steil: bei kleinerer Kompetenz wird das Bestehen der Prüfung belie-

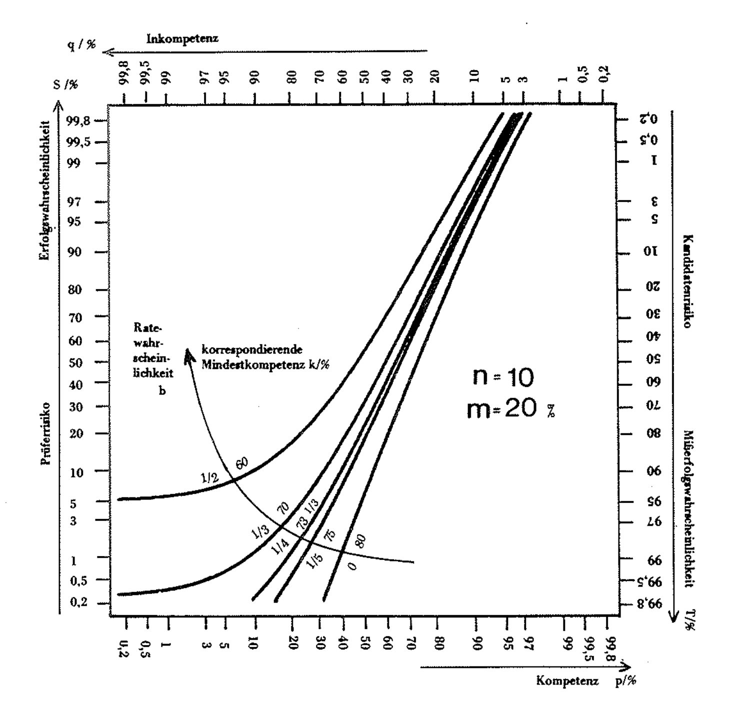


Bild 2: Erhöhung der Erfolgswahrscheinlichkeit S durch wachsende Kompetenz oder wachsende Ratewahrscheinlichkeit b bei Zulassung von maximal 2 Fehlern (20%) in n=10 Prüfungsfragen. Dieser Fehleranteil $m=2/10$ ist bei der Kompetenz $k = 1 - m/(1 - b)$ zu erwarten.

big unwahrscheinlich, bei größerer Kompetenz beliebig wahrscheinlich - die jeweiligen Risiken gehen also gegen Null. (Für $p = !p$ geht das Risiko, wie im Anhang gezeigt wird, gegen 1/2.) Die Kurvenschar geht aber weder durch diesen noch durch einen anderen „gemeinsamen" Punkt!)

Bild 1 kann also auch dazu benutzt werden, zu beurteilen, wieviele Prüfungsfragen (bei gegebenem Kriterium $!p = 73^1/3\%$ und gegebener Ratewahrscheinlichkeit b = 25%) zu stellen sind, wenn bei einem gegebenen Kompetenzwert ein gegebenes toleriertes Risiko des Prüfers nicht überschritten werden soll. Bei festgelegtem Prüfungsplan kann umgekehrt der Kandidat dem Bild entnehmen, welche Kompetenz er erwerben muß, um die Prüfung mit jener Mindestwahrscheinlichkeit zu bestehen, die sich aus seiner äußersten Risikobereitschaft ergibt.

Variiert man nicht den Umfang der Prüfung sondern den Umfang des Auswahlantwortangebots, dann erscheint b als Scharparameter (den Grenzfall bildet nun das Freiantwortverfahren mit b = 0 - unter der Voraussetzung, daß dadurch nicht neue Risiken durch Interpretationsspielräume entstehen!). Bild 2 zeigt im Falle von zehn Prüfungsfragen dieses Ergebnis für die Ratewahrscheinlichkeiten b = 1/2, 1/3, 1/4, 1/5, 0 bei

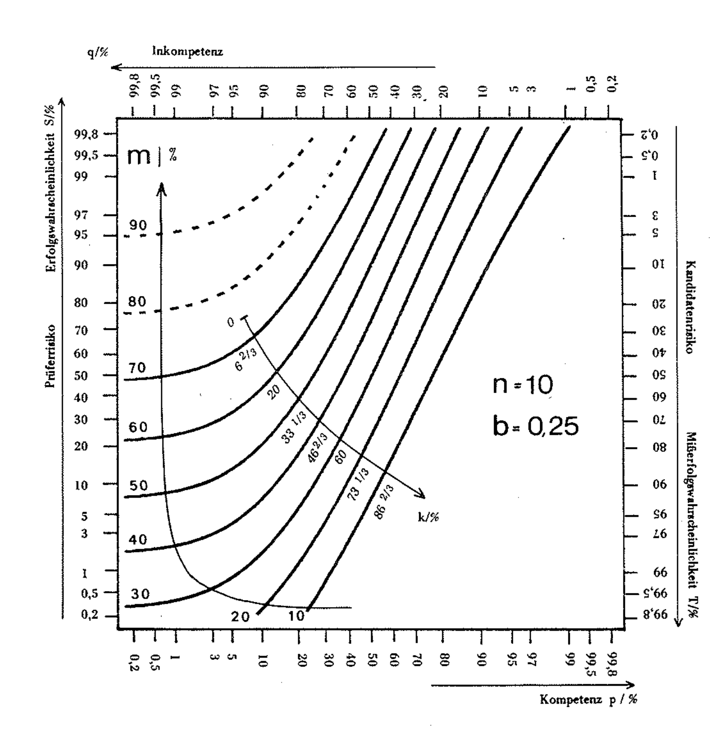


Bild 3a: Erfolgswahrscheinlichkeit bei Kurzprüfungen (10 Fragen) mit 4 Auswahlantworten in Abhängigkeit von Kompetenz und Beurteilungskriterium *k* bzw. *m*.

dem höchstzulässigen Fehlerprozentsatz 20% (entsprechende Inkompetenz: 1- *k*: 40%, 30%, 26²/3%, 25% bzw. 20%).

Schließlich kann auch (Bilder 3a,b) das Kriterium $k = !p$ bzw. die dementsprechend zulässige Fehlerhöchstzahl *m* zum Scharparameter gemacht werden. Dieser Fall wird relevant, wenn bestimmt werden soll, mit welcher Wahrscheinlichkeit die verschiedenen Kriterien (Notenstufen!) - ungerechtfertigt - „verpaßt" bzw. erreicht werden. Offenbar wird bei einer Kompetenz von 50% und einem Prüfungsumfang von nur 10 Fragen (Bild 3a) nur mit einer Wahrscheinlichkeit von weniger als 10% als Kompetenz wenigstens 86²/3% gemessen, dagegen mit einer Wahrscheinlichkeit von mehr als 99,0% wenigstens 6²/3% Kompetenz. Wird der Prüfungsumfang verdoppelt (Bild 3b), dann liest man hierfür schon Wahrscheinlichkeitswerte von weniger als 1% bzw. mehr als 99,8% ab. (Da die Zahl der Prüfungsfragen ganzzahlig ist, enthält Bild 3a die vollständige Kurvenschar, Bild 3b wenigstens jede zweite Kurve der Schar - weiteren Interpolationen entspricht kein Prüfungsplan! In beiden Fällen entsprechen außerdem den Kurven für die Fehlerprozentgrenzen 80% bzw. 90% keine sinnvollen Prüfungspläne, da bei einer Ratewahrscheinlichkeit von 25% schon bei völliger Inkompetenz nur 75% Fehler zu erwarten sind!). -

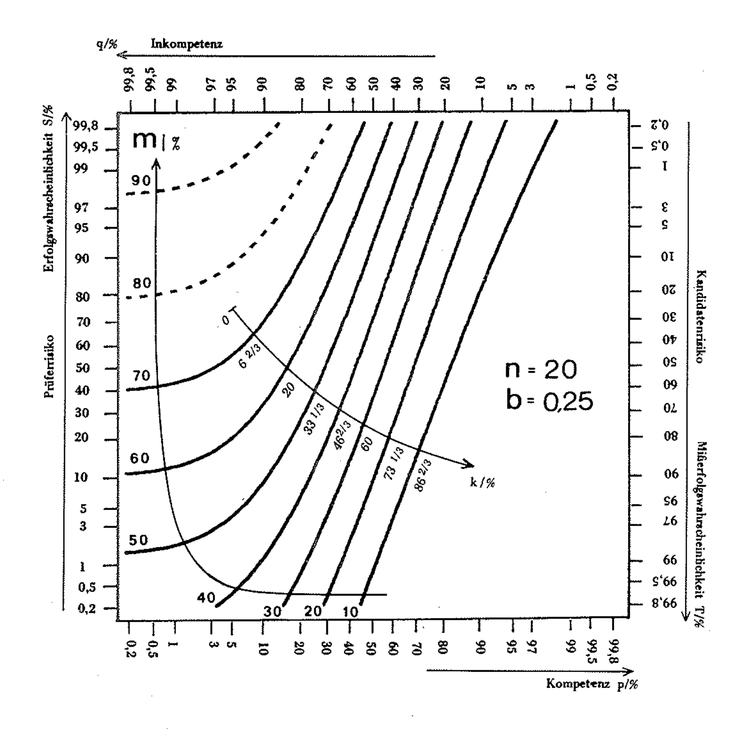


Bild 3b: Erfolgswahrscheinlichkeit bei mittellangen Prüfungen (20 Fragen) mit 4 Auswahlantworten in Abhängigkeit von Kompetenz und Beurteilungskriterium.

Die Kurven wurden mittels des Univac-Rechners der FEoLL-GmbH automatisch berechnet und gezeichnet.

4. *Anhang*

Hier soll der Nachweis für die oben aufgestellte Behauptung erbracht werden, daß die Wahrscheinlichkeit für das Bestehen der Prüfung bei einem beliebig wachsenden Prüfungsumfang $n \ll N$ im Falle einer Kompetenz, die kleiner als die kritische Kompetenz $!p$ ist ($!p$ ergab sich aus $!p + b \cdot (1 - !p) = 1 - m$), gegen 0, im Falle einer Kompetenz, die größer als $!p$ ist, gegen 1 und im Fall, daß die Kompetenz gleich $!p$ ist, gegen 1/2 konvergiert. Da ohne Umformung die Formel (7) für diesen Nachweis wenig geeignet ist, wird der Beweis über eine andere Überlegung hergeleitet. Zugleich ergibt sich für $S(n,m,b)$ eine einfachere Darstellung.

Es sei hierzu Z_i die Zufallsgröße, die dem Ereignis „*i*-teFrage richtig beantwortet" eine 1 und dem Ereignis „*i*-te Frage falsch beantwortet" eine 0 zuordnet. Die Wahrscheinlichkeit für das Ereignis „*i*-te Frage richtig beantwortet" $P(Z_i = 1)$ ist dann $a := p + b \cdot$

$(1 - p)$, wobei wie oben p die Kompetenz des Probanden und b die Ratewahrscheinlichkeit bezeichnet.

S_n, $n > 0$, $S_n := Z_1 + ... + Z_n$, ist wegen der vorausgesetzten Unabhängigkeit der Fragen dann eine mit den Parametern n und a binomial verteilte Zufallsgröße, die angibt, wieviele der n Fragen richtig beantwortet wurden. Die Wahrscheinlichkeit für das Bestehen der Prüfung, wenn - wie oben - der Anteil der falschen Antworten höchstens m betragen darf, wird durch $P(S_n \geqslant (1 - m) \cdot n)$ wiedergegeben. Es gilt daher

$$S(n,m,b) = P(S_n \geqslant (1 - m) \cdot n) = \sum_{i=[(1-m)\cdot n]}^{n} \binom{n}{i} \cdot a^i \cdot (1 - a)^{n-i}$$

wobei $[(1 - m) \cdot n]$ die kleinste ganze Zahl, die größer oder gleich $(1 - m) \cdot n$ ist, bezeichnet. Der Erwartungswert $E(S_n/n)$ der Zufallsgröße S_n/n, die den Anteil der richtig beantworteten Fragen angibt, beträgt bei einer Kompetenz p des Probanden gerade a, die Varianz $V(S_n/n)$ ist gleich $a \cdot (1 - a)/n$.

Für den Beweis der oben genannten Behauptung wird die im folgenden Lemma formulierte und leicht zu beweisende Eigenschaft benötigt.

Lemma

Für reelle Zahlen p,q und b mit $0 \leqslant p, q \leqslant 1$, $0 \leqslant b < 1$ gilt $p \lesseqqgtr q$ genau dann, wenn

$$p + b \cdot (1 - p) \lesseqqgtr q + b \cdot (1 - q)$$

Hiermit kann nun gezeigt werden:

Satz

Für $0 < m < 1$ gilt

$$\lim_{n\to\infty} P(S_n \geqslant (1 - m) \cdot n) = \begin{cases} 1 & \text{für } p > !p \\ 1/2 & \text{für } p = !p \\ 0 & \text{für } p < !p \end{cases}$$

Beweis

(I) Es sei $p < !p$. Dann kann der Beweis mit Hilfe des Bernoullischen Gesetzes der Großen Zahlen (siehe z.B. Gänssler-Stute 1977, S.119) geführt werden. Es ist

$P(S_n \geqslant (1 - m) \cdot n) = P(S_n/n \geqslant 1 - m)$
$= P(S_n/n - E(S_n/n) \geqslant 1 - m - E(S_n/n))$
$\leqslant P(|S_n/n - E(S_n/n)| \geqslant 1 - m - a)$
$\leqslant P(|S_n/n - E(S_n/n)| > (1 - m - a)/2)$,

da für $p < !p$ nach dem Lemma $a < 1 - m$, also $1 - m - a > 0$ gilt.
Das Bernoullische Gesetz der Großen Zahlen liefert dann
$0 \leqslant \lim_{n\to\infty} P(S_n \geqslant (1 - m) \cdot n) = 0$.

(II) Es sei $p > !p$. Der Beweis erfolgt wiederum mit Hilfe des Bernoullischen Gesetzes der Großen Zahlen. Mit dem Lemma folgt aus $p > !p$ $a > 1 - m$, also $a - (1 - m) > 0$.

Es gilt dann
$P(S_n \geqslant (1 - m) \cdot n) = 1 - P(S_n < (1 - m) \cdot n)$
$= 1 - P(S_n/n - E(S_n/n) < 1 - m - a)$
$= 1 - P(E(S_n/n) - S_n/n > a - (1 - m))$
$\geqslant 1 - P(|E(S_n/n) - S_n/n| > a - (1 - m))$.

Es folgt

$$1 \geqslant \lim_{n\to\infty} P(S_n \geqslant (1 - m) \cdot n) \geqslant 1 - \lim_{n\to\infty} P(|E(S_n/n) - S_n/n| > a - (1 - m)) = 1,$$

also $\lim_{n\to\infty} P(S_n \geqslant (1 - m) \cdot n) = 1$.

(III) Es sei $p = !p$. Dann gilt $a = 1 - m$, $E(S_n) = (1 - m) \cdot n$ und
$V(S_n) = m \cdot (1 - m) \cdot n) > 0$.

Damit folgt $P(S_n \geqslant (1 - m) \cdot n) = P(S_n - E(S_n) \geqslant 0)$
$= P((S_n - E(S_n))/V(S_n) \geqslant 0)$.

Mit dem Satz von de Moivre-Laplace (Gänssler-Stute 1977, S. 154) gilt dann

$$\lim_{n\to\infty} P(S_n \geqslant (1 - m) \cdot n) = \lim_{n\to\infty} P((S_n - E(S_n))/V(S_n) \geqslant 0)$$

$$= (\int_0^\infty e^{(-x^2/2)} dx)/\sqrt{2\pi} = 0{,}5$$

Schrifttum

FRANK, Helmar (1972): Vom Testen zum Prüfen. In: O.Hertkorn (Red.), Prüfungsobjektivierung. Schöningh, Paderborn 1972, Seite 7-43. - Nachdruck in: Meder/Schmid (1973/74), Bd. 5, S. 651-687.

GÄNSSLER, P. & STUTE, W. (1977): Wahrscheinlichkeitstheorie. Springer Verlag, Berlin - Heidelberg - New York 1977.

HENGST, Martin (1964): Schüler- und Lehrerrisiko bei Stichprobenprüfungen von Lernleistungen, GrKG 5/1, S. 12-24.

MEDER, B.S. & SCHMID, W.F. (1973/74) (Hsg.): Kybernetische Pädagogik. Schriften 1958-1972. Kohlhammer, Stuttgart & Institut für Kybernetik Berlin&Paderborn, % Bde.

Eingegangen am 14. Oktober 1982

Anschriften der Verfasser:

Prof. Dr. Helmar Frank, Kleinenberger Weg 16A, D-4790 Paderborn
Dipl.-Math. Hubert Wagner, Almestr. 4, D-4796 Salzkotten-Oberntudorf

Grafika metodo por la prijuĝo de testoj kaj ekzamenoj uzantaj respondoselektojn (Resumo)

Jam en 1964 Hengst avertis maljustaĵon de la kutima ekzamen-kriterio, laŭ kiu estas postulita certa minimuma procentaĵo m da bonaj respondoj, sed ne fiksita la amplekso n de la ekzameno: La ŝanco hazarde sukcesi malgraŭ ne sufiĉa kono (kompetenteco) same kiel la risko malsukcesi malgraŭ sufiĉa kono dependas de la nombro da demandoj, starigitaj kiel specimeno el tre granda kvanto da eblaj demandoj. Tiuj ĉi risko kaj ŝanco krome dependas en la kazo de ekzamenoj surbaze de respondoselektoj de la kvanto da proponitaj respondoj, aŭ, pli precize: de la probablo bonŝance selekti la bonan respondon vere ne konatan.
Per la formuloj (2) kaj (7) eblas kalkuli la ŝancon $S(n,m,b)$ sukcesi ekzamenon, en kiu estas – maksimume M $(=m.n)$-foje erarante – respondendaj n demandoj, se la probablo bonŝance selekti la bonan respondon en la kazo de nescio estas b kaj la kompetenteco (laŭprocenta kono) p, la postulita minimuma kompetenteco (la „kriterio") k evidente estas ligita al M laŭ la formulo (2). Tiu ĉi kalkulo estas eĉ per komputilo tre temporaba. Tial la rezultoj por diversaj valoro-kombinoj de la parametroj n, m kaj b estas perkomputile desegnigitaj kiel funkcioj de la kompetenteco, tiel ke eblas pere de tiuj kurboj grafike trovi rapide la riskon resp. ŝancon. Nur se la amplekso de la ekzameno estas sufiĉe granda, la probablo de justa ekzamenrezulto estas laŭplaĉe proksima al 1; ĝi fariĝas 1/2 se oni havas precize la minimume postulitan kompetentecon.

A Graphical Method of Marking Multiple-Choice Tests and Examinations (Summary)

As far back as 1964 Hengst warned of the unfairness of customary criteria according to which a certain minimum percentage m of correct answers is postulated without any regard to the extent n of the examination. The chance of succeeding in spite of insufficient competence as well as the risk of failing in spite of sufficient competence depends upon the number of questions represented as a sample of an extremely large number of possible questions. This risk as well as chance also depend upon the number of questions proposed, or, more precizely: upon the probability of randomly choosing the correct answer without actually knowing it.
With the help of formulae (2) and (7) one can calculate the chance of success in the examination $S(n,m,b)$ – with at most M $(=m \cdot n)$ errors – where n questions have to be answered, on condition that the probability of choosing the right answer by chance is b, the competence (in percent) p, then the postulated minimum competence ("criterion") k is evidently related to M by formula (2). This computation is very time-consuming, even if one uses a computer to carry it out. Therefore the rezults for various combinations of the parameters n, m and b have been drawn by computer as functions of the competence so that one may rapidly find by means of these curves the risk or chance. Only if the examination is sufficiently large the probability of a fair result is approximately equal to 1; it is equal to 1/2 if the examinee has precizely the minimum competence required.

grkg/Humankybernetik
Band 23 · Heft 4 (1982)
Gunter Narr Verlag Tübingen

Nichtsprachliche Aspekte des Arzt-Patienten-Gesprächs

von Dieter KISSEL, München (D)

1. Einleitung

Die Arbeitsgruppe um P. Watzlawick hat in den letzten Jahren immer schärfer die verhaltensmäßigen Wirkungen der menschlichen Kommunikation herausgearbeitet und dabei auch versucht, sogenannte pragmatische Axiome zu formulieren, welche die Grundlage für das Erkennen von Störungen in der zwischenmenschlichen Beziehung bilden (Watzlawick u.a. 1974). Das erste der fünf Axiome stellt die Unmöglichkeit, nicht zu kommunizieren heraus, im zweiten Axiom unterschieden die Autoren den Inhalts- und Beziehungsaspekt von Kommunikation, schließlich weisen sie im vierten Axiom auf die digitale und analoge Modalität menschlicher Kommunikation hin.

In der Literatur, welche die Arzt-Patienten-Beziehung unter kommunikationstheoretischen und praktischen Gesichtspunkten untersucht, fällt jedoch auf, daß gerade der Beziehungsaspekt bzw. die analoge Kommunikationsform relativ gering berücksichtigt ist. Man weiß und erfährt viel über die inhaltliche Seite beim Arzt-Patienten-Gespräch oder über die Gesprächsführung des Arztes. (Vergl. dazu Froelich und Bishop 1973; Rinlger 1981.) Die nonverbale "Grammatik", das was jenseits von Sprache liegt, wird dagegen nur am Rande betrachtet und beachtet. Diese Arbeit folgt in der Bedeutsamkeit nonverbaler Kommunikation dem Sozialpsychologen M. Argyle, wenn er meint, daß unser Sozialverhalten nicht hauptsächlich auf dem Austausch von verbalen Anregungen beruhe, man aber die wichtige Rolle der nonverbalen Kommunikation verkenne, weil sie zum größten Teil unbewußt sei (Argyle 1979).

In dieser Arbeit werden Ergebnisse aus der sozialpsychologischen Forschung über nonverbales Verhalten auf die Gesprächssituation Arzt/Patient angewandt. Wir betrachten das Thema aus einem engeren und einem weiteren Blickwinkel, eng will heißen die eigentlichen nonverbalen Kommunikationsformen bei Arzt und Patient, weit den allgemeineren Beziehungsaspekt dieser Kommunikation überhaupt.

2. Die Definition der Situation

Greifen wir die weitere Interpretation des Themas gleich auf. Eine alltägliche Situation: Ein männlicher Arzt, Mittvierziger, berät eine dreißigjährige Patientin im Rahmen einer frauenärztlichen Sprechstunde. Aber ist diese alltägliche Situation wirklich "alltäglich"? Ist sie wohl definiert? Gibt es überhaupt nur *eine* Interaktionsmöglichkeit Arzt/Patient bei diesem Gespräch?

Ärzte glauben im allgemeinen, daß durch das Zustandekommen der Beziehung (Patient sucht den Arzt auf, weil er ein gesundheitliches Problem hat), oder durch die

Manipulation der Kleidung (mit dem weißen Arztmantel) die Situation keinerlei Fehldeutungen erlaube. Realistischer, und hier hat die von W.I. Thomas und G.H. Mead entwickelte Theorie der symbolischen Interaktion wertvolle Beiträge geliefert (vergl. dazu Helle 1977), scheint die Annahme, daß es in der oben beschriebenen "alltägichen" Situation mindestens die folgenden Interaktionsmöglichkeiten gibt:

	nur Patient	weibl. Patient	Frau	Kassenpatient
nur Arzt	1	2	3	4
männl. Arzt	5	6	7	8
Mann	9	10	11	12
Kassenarzt	13	14	15	16

Sicher kommen während einer Interaktionsphase davon mehrere Kombinationen gleichzeitig oder nacheinander vor, d.h. der Arzt reagiert in einem Augenblick nur als Arzt auf einen hilfesuchenden Patienten, dann ...., danach ....

Beispielhaft für die sechzehn hier rechnerisch möglichen Interaktionen geben wir zur Position Nr. 7 folgenden Bericht einer Patientin wieder: ". . . ob es auch seine Aufgabe ist, daß Dr. W. sich nach der Untersuchung auf dem Sado-Stuhl gegen mein nacktes Knie lehnt und noch ein bißchen mit mir plaudert? Was denkt sich eigentlich ein männlicher Gynäkologe dabei, eine ihm noch vor fünf Minuten wildfremde Frau in einer derart entwürdigenden Position so zu behandeln?" (S. Rosenbladt 1982).

An dieser besonders extremen Interaktionsbeziehung männlicher Arzt und Patientin mag deutlich geworden sein, welche Rolle der Beziehungsaspekt in einem Gespräch zwischen Arzt und Patient spielt, wie wichtig die Situationsdefinition für beide Interaktionspartner ist. Denn "das 'Wer bin ich in dieser Situation?' bleibt solange problematisch wie die Situation selbst. Die Identifizierung der Situation hängt von ineinandergreifenden Unterscheidungen ab, die man bezüglich relevanter Ereignisse, Dinge und Personen – man selbst inbegriffen – zu treffen hat. All das muß herausgefunden werden. Nur bei konventionellen Tätigkeiten ist es möglich, unmittelbar, mühelos und fast automatisch die Definition der Situation und alles, was diese impliziert, abzulesen." (Strauss 1974). Jeder noch so gut gemeinte gesundheitsbildende Ratschlag des Arztes (Inhaltsaspekt) verläuft dann ins Abseits, wenn die Situation nicht exakt definiert ist und durch verschiedenste Maßnahmen sorgfältig kontrolliert wird. Wichtige sachliche Information kommt nicht an, oder wird fehlgedeutet, falsch verstanden, wenn der Patient erst noch um die Situation ringen muß. Ein weiteres Beispiel: Eine an chronischer Obstipation leidende Patientin mit unklaren Schmerzen im linken Unterbauch ist vom Gastreonterologen durchuntersucht worden. Labor, Röntgen, Endoskopie sind ohne Befund. Die Abschlußbesprechung mit der Patientin führt der Praxisassistent in einem kleinen Untersuchungsraum, in dem nur der Untersuchungsstuhl und zwei Hocker stehen (Kissel 1982).

Der Inhalt des Gesprächs, das hier abläuft, so möchte ich behaupten, ist in dieser Situation vollkommen unwichtig; egal, ob es um Ernährungsberatung geht oder um die (überspitzt formuliert) politische Überzeugung des Arztes, bei der Patientin laufen auf der Beziehungsebene Überlegungen folgender Art ab: Wenn er keine Zeit hat, so soll er mich doch später bestellen. Auf den Stuhl steige ich nie wieder! Nicht einmal anlehen kann ich mich auf dem Hocker. Kein Krebs, sagt er, warum habe ich noch Schmerzen? Macht er vielleicht doch noch einen Eingriff, wenn nicht, warum redet er mit mir dann hier? Während also auf seiten der Patientin vielfältige Abwehrmechanismen das Ergebnis einer nicht definierten Situation sind bzw. eines nur ungenügend berücksichtigen Beziehungsaspektes, spielt der Arzt hier eine wohldefinierte Rolle, deren er sich möglicherweise gar nicht voll bewußt ist, nämlich die des omnipotenten Kassenarztes, so wie es im obenstehenden Schema mit der Position Nr. 16 markiert ist. (Weitere Überlegungen zu diesem Fall siehe auch bei A. Strauss: Regeln und Strategien des Statuszwangs. Strauss 1974, S. 80ff.)

3. Reden ist Silber, Schweigen ist Gold?

Das eben behandelte Beispiel leitet unmittelbar über zu den eigentlichen nonverbalen Aspekten des Arzt-Patienten-Gesprächs, dem engeren Bereich unseres Themas, denn das Beispiel ließe sich auch unter dem Blickwinkel "räumliches Verhalten" bzw. "persönliche Nähe" aufarbeiten, beides sind aber Teilgebiete der Körpersprache. Körperkontakt und Körperhaltung, die gesamte äußere Erscheinung, räumliches Verhalten, Mimik und Gestik sowie Blickrichtung sind die wichtigen Dimensionen nonverbaler Kommunikation. Als analoge Kommunikation bilden sie nicht nur eine Ergänzung der digitalen, sie sind eine eigene Welt; die Welt des Bild- und Musterempfindens, der zeitlichen Synthese, der Ganzheiten, die "ihre Wurzeln offensichtlich in viel archaischeren Entwicklungsperioden (hat) und daher eine weitaus allgemeinere Gültigkeit als die viel jüngere und abstraktere digitale Kommunikationsweise" besitzt (Watzlawick u.a. 1974). Das erklärt auch ihre Aussagekraft in der Echtheit menschlichen Verhaltens. Denn es ist offensichtlich leichter mit Worten zu täuschen als eine Lüge auch analogisch, mit Gebärden, glaubhaft zu vermitteln.

Besonders der kranke Mensch reagiert mit einer ausgeprägten Empfindsamkeit auf ein aufrichtiges oder unaufrichtiges Verhalten des Arztes.

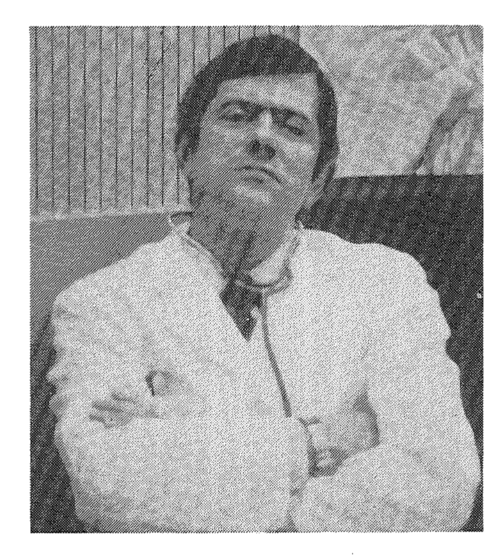


Bild 1: Schweigen, Zurücksetzen im Stuhl, Verschränken der Arme signalisierten Abwehr

So hat auch Schweigen des Arztes unbedingt einen Mitteilungscharakter für den Patienten, eben weil während des Schweigens unmerkliche (?) Gesten ablaufen, Blicke gewechselt oder abgewandt werden, mimische Bewegungen ein ganz bestimmtes Verhalten signalisieren . . ., "wie immer man es auch versuchen mag, man kann nicht *nicht* kommunizieren." (Watzlawick u.a. 1974). Damit wird die viel gelobte Redensart vom goldenen Schweigen fragwürdig, oder anders gesagt, es kommt darauf an, *wie* der Arzt schweigt. Dazu das folgende Beispiel:

Patient: Herr Doktor, immer wenn ich die Tablette XYZ (– ein, wie der Arzt weiß, allgemein anerkanntes Präparat) nehme, bekomme ich . . .

Arzt: Reaktion A: Aha . . .
Reaktion B: Schweigen, Kopfschütteln.
Reaktion C: Schweigen, Griff zur Pharma-Liste.
Reaktion D: Schweigen, Zurücksetzen im Stuhl, Verschränken der Arme (vergl. Bild 1)
Reaktion E: Schweigen, Blickrichtung zum Patienten, sich öffnende Hände, Vorwärtsneigen zum Patienten hin, entspannte Aufmerksamkeit. (vgl. Bild 2)

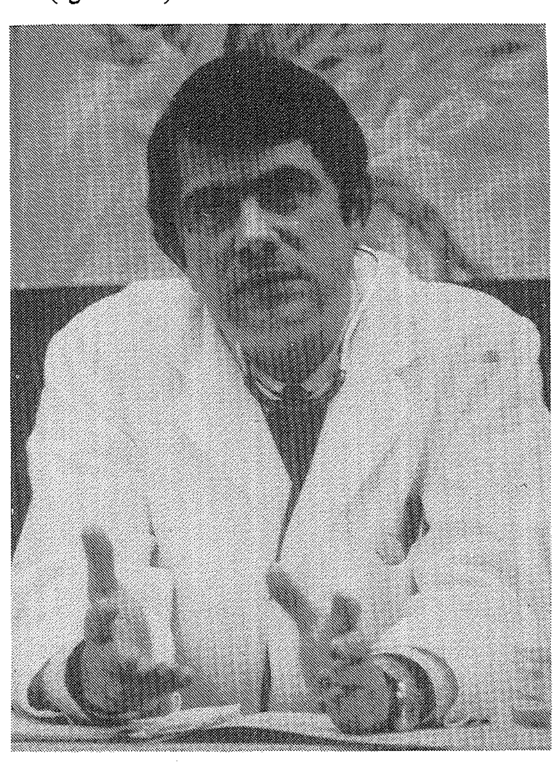


Bild 2: Bei patientemzugewandtem Verhalten des Arztes wird nicht nur mehr Information gewonnen sondern auch Beistand vermittelt!

Der Patient wird sicher bei der Reaktion D nicht ermutigt, weiter zu berichten, hier ist die Abwehrhaltung des Arztes offensichtlich. Reaktion B ist weniger abrupt, trotzdem wirkt das Kopfschütteln blockierend für den Patienten. Der Arzt der Reaktion C ist schon patientenzugewandter, er versucht jedoch gleich den mitgeteilten Befund zu objektivieren, oder er sucht gar schon nach einem anderen Mittel. Reaktion A zeigt schon viel Interesse, das jedoch durch das Verhalten E weit übertroffen wird: Hier wird der Patient bestimmt weiter berichten, das Schweigen vermittelt über das sachbezogene Interesse hinaus etwas Entscheidendes, nämlich Beistand . . ..

4. Blickverhalten und Gesichtsausdruck als nonverbale Signale

Haben wir bisher vornehmlich das nonverbale Verhalten des Arztes behandelt, soll jetzt noch auf einige nonverbale Zeichen eingegangen werden, die der Patient gibt. (Die Interpretation ist allerdings umkehrbar, d.h. trifft genausogut auf den Arzt zu.) Für M. Argyle ist das Gesicht "der wichtigste Bereich des Körpers für nonverbale Signale. Durch seine hohe Ausdruckskraft kann es besonders gut Informationen senden und wird daher am meisten beachtet" (Argyle 1979).

Argyle unterscheidet mit Osgood sieben grundlegende Ausdrucksformen des Gesichts. Damit werden folgende Gefühle dargestellt: Freude, Überraschung, Angst, Traurigkeit, Wut, Abscheu und Interesse. Betrachtet man hierzu Bild 3, so fällt auf, daß Augen- und Mundpartie die bestimmenden Bereiche für diese Ausdrucksformen sind. Sie gilt es also aufmerksam während des Gesprächs zu registrieren. Es ist eben bedeutsam, ob der Patient über seine Krankheitssymptomatik mit dem Ausdruck Wut, Überraschung, Trauer oder Angst berichtet.

Äußerst wichtig ist dabei auch das Blickverhalten. Was vermittelt beispielsweise ein Patient, der während der Interaktion den Blickkontakt zum Arzt vermeidet? Die Interpretation wird einfacher, wenn man die Untersuchungen von R.G. Coss kennt, der ganz besonders bei autistischen Kindern eine äußerst große Abneigung gegen Blickkontakt fand (Coss 1972). So mag der oben genannte Patient Passivität, Niedergeschlagenheit, Depressivität oder ausweichendes Verhalten vermitteln. Wendet er bei ganz bestimmten anamnestischen Fragen den Blick ab, so ist auch dies wiederum ein hilfreicher Hinweis für den Arzt, hier vorsichtig weiterzuforschen.

5. Die Bedeutung nonverbaler Kommunikation in der Arzt-Patient-Beziehung

Im Extremfall einer interpersonalen Begegnung, der Liebesbeziehung zweier Menschen, wird die Tragweite nonverbaler Kommunikation am deutlichsten: Die Wirkung von Worten ist hier in vielen Fällen schwächer als die nonverbalen Signale; die Echtheit eines Gefühls wird letztlich nur nonverbal ausgedrückt und ist weitaus weniger manipulierbar als sprachliche Kommentare – es sei denn, der Partner ist ein fähiger Schauspieler oder Sozialpsychologe! Alles, was der Patient auf der nonverbalen Seite äußert, ist also in der Regel aussagekräftiger für seine persönliche Situation, für seine Krankheitssymptomatik und für *sein* Bild von der eigenen Erkrankung. Darüberhinaus ist die aufmerksame Registrierung nonverbaler Parameter ökonomisch, der Arzt gewinnt schneller Informationen vom Kranken und – bei geschicktem Einsatz eigener Körpersprache – gelingt ihm auch ein rascherer, intensiverer Zugang zum Patienten.

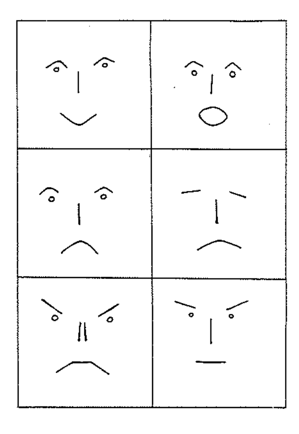


Bild 3: Ausdrucksformen des Gesichts:
Freude, Überraschung, Angst, Traurigkeit, Wut und Interesse

Schrifttum:

Argyle, M.: Körpersprache und Kommunikation. Jungfermann, Paderborn, 1979.
Coss, R.G.: Eye-like schemata: Their effect on behaviour. Ph. D. thesis. University of Reading, 1972.
Froelich, R.E. und F.M. Bishop: Die Gesprächsführung des Arztes. Springer, Berlin-Heidelberg-New York, 1973.
Helle, H.J.: Verstehende Soziologie und Theorie der Symbolischen Interaktion. Teubner, Stuttgart, 1977.
Kissel, D.: Gesprächsführung in der Gesundheitsbildung: Intuition oder Ausbildung? In: Rehabilitationsstudie Baden. Rehabilitation – Gesundheitsbildung – Effektivität – Nachsorge. Braun, Karlsruhe, 1982.
Ringler, H.-E.: Techniken des therapeutischen Gesprächs. Monatskurse für die ärztliche Fortbildung 31 (1981), 755-759.
Rosenbladt, S.: Gewalt auf Krankenschein. In: Konkret Nr. 3, März 1982. Neuer Konkret Verlag, Hamburg, S. 26-34.
Strauss, A.: Spiegel und Masken. Die Suche nach Identitä. Suhrkamp, Frankfurt/M., 1974.
Watzlawick, P.; J.H. Beavin, D.D. Jackson: Menschliche Kommunikation . Formen Störungen Paradoxien. Huber, Bern-Stuttgart-Wien, 1974.

Eingegangen am 28. August 1982

Anschrift des Verfassers:
Dr. med. et phil. D. Kissel, Neuherbergstr. 11, D-800 München 45

Nonverbal interaction within medical interviewing (Summary)

The definition of the situation and nonverbal communication and interpersonal relations within medical interviewing are aspects seldom noticed in the literature.

A theoretical description of such aspects and selected examples from nonverbal interaction between doctors and their clients show to us that there is a better and more intensive medical communication if doctors try to use bodily communication or try to observe attentively clients' nonverbal signals.

grkg/Humankybernetik
Band 23 · Heft 4 (1982)
Gunter Narr Verlag Tübingen

Zur humangenetischen Erklärung der Kurzspeicherkapazität als der zentralen individuellen Determinante von Spearmans Generalfaktor der Intelligenz

von Siegfried LEHRL und Helmar G. FRANK, Paderborn (D)

aus dem Institut für Kybernetik beim FB2 der Universität Paderborn (Direktor: Prof. Dr. phil. H.G. Frank)

1. Thematik

Die Auffassungen über Intelligenz könnten sich sprunghaft ändern. Denn Weiss (1973, 1980, 1982 a, b; Weiss u. Mehlhorn, 1982) war durch seine humangenetischen Arbeiten über Spearmans Generalfaktor der Intelligenz zu neuen Ergebnissen und Einsichten gelangt, die sich mit früheren bzw. davon unabhängig gewonnenen informationspsychologischen Resultaten von Frank (1959, 1960, 1962/69) und Lehrl (1974; Lehrl, Gallwitz u. Blaha, 1980) ergänzen. Diese unterschiedlich entstandenen theoretischen Grundlagen und empirischen Ergebnisse greifen so eng ineinander, daß an ihrer Richtigkeit schwerlich gezweifelt werden kann. Im folgenden werden die humangenetischen und informationspsychologischen Ansätze dargestellt und ihr Zusammenhang aufgezeigt. Dabei kann die Darstellung der Ansätze, die sich bereits andernorts in der Literatur ausführlicher findet, hier sehr knapp ausfallen.

2. Genotypen des Generalfaktors der Intelligenz

Weiss (1982b); Weiss u. Mehlhorn, 1982) setzte an der auf Charles Spearman zurückgehenden Annahme der Existenz eines Generalfaktors der Intelligenz an, von dem immer angenommen wurde, er müsse eine physiologische Entsprechnung haben. Weiss sah in der Annahme *eines* Generalfaktors und der Annahme *vieler* Gene als dessen neurophysiologischem Äquivalent einen logischen Widerspruch. Stattdessen stellte er die Hypothese der Existenz eines Hauptgenlocus der Intelligenz auf, der auf einem bestimmten Chromosom liegt und in zwei Zuständen (M_1 *oder* M_2) vorkommt. Die relativen Häufigkeiten des Vorkommens in der Bevölkerung schätzt er aufgrund umfangreicher empirischer Daten auf $p(M_1) = 0{,}2$; $p(M_2) = 0{,}8$ (Weiss, 1973, 1982b).

Nach dem Hardy-Weinberg-Gesetz der Populationsgenetik und unter Berücksichtigung der positiven Korrelation der Intelligenz bei Ehepartnern ($r = 0{,}50$), sind in der Bevölkerung folgende Anteile der Genotypen kombinatorisch zu erwarten:

Homozygot M_1M_1 : $p(M_1M_1) = 0{,}05$
Heterozygot M_1M_2 : $p(M_1M_2) = 0{,}27$
Homozygot M_2M_2 : $p(M_2M_2) = 0{,}68$

Streut bei jedem dieser drei Genotypen der Phänotyp, also die Intelligenz, praktisch vernachlässigbar, dann nimmt M_2M_2 die unteren Perzentile, u.z. 0 – 68, M_1M_2 die darauffolgenden Perzentile 68,1 – 95 und M_1M_1 die Perzentile 95,1 – 100 ein. Den drei Medianen dieser Perzentile werden durch die Verteilungsfunktion der Intelligenz folgende IQ-Werte zugeordnet:

Genotyp	*Median der Perzentile*	*Median der IQ-Punkte*
M_2M_2	34	94
M_1M_2	81,5	112
M_1M_1	97,5	130

Durch milieubedingte und andere Zufälle verteilt sich bei jedem der drei Genotypen die als Phänotyp beobachtbare Intelligenz normal um den jeweiligen mittleren IQ-Wert 94, 112 bzw. 130. Demnach kann die summierte Intelligenzverteilung nicht normal sein, sondern muß die in Bild 1 gezeigte Gestalt annehmen, d.h. sie neigt zur Trimodalität. Dabei darf hier der schon von Francis Galton ganz links im Schaubild der Intelligenzverteilungsfunktion festgestellte Modus (s. Eysenck, 1980) weggelassen werden, da er wohl eher durch exogene frühkindliche Hirnschäden und seltene genetische Defekte bedingt ist. Für die rechtsseitige Abweichung der Intelligenzleistung von der Normalverteilung hatte Weiss verschiedene empirische Belege gefunden.

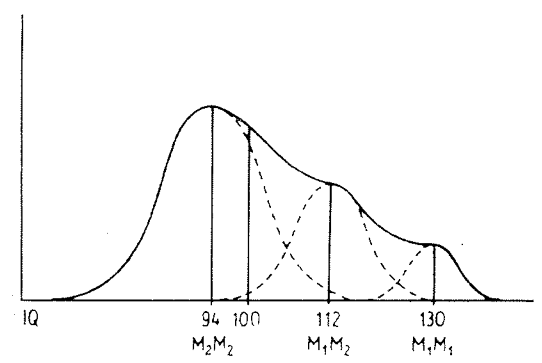


Bild 1: Zu erwartende Intelligenzverteilung in der Bevölkerung. Gestrichelt eingetragen die Verteilung der hypothetischen Genotypen von Spearmans Generalfaktor der Intelligenz. Aus Weiss (1982b)

In der Humangenetik war mehrfach festgestellt worden, daß sich die Mittelwerte der Enzymaktivitäten von zwei oder mehr Genotypen so verhalten, daß die Meßwerte der Heterozygoten genau in der Mitte zwischen denen der Homozygoten liegen. Demnach wäre zu erwarten, daß sich auch die generellen Intelligenzleistungen von M_1M_2 in der Mitte zwischen denen von M_1M_1 und M_2M_2 befinden. Eine daraufhin vorgenommene Sichtung der Intelligenzliteratur bestätigte die Annahme (Weiss, 1982b). Das Problem, die Prüfung an den herkömmlichen Intelligenztests vorzunehmen, lag jedoch darin, daß die Aufgaben in den meisten Verfahren der Schwierigkeit nach gestaffelt sind, aber kein Maß für die Bestimmung der Schwierigkeitsgrade vorliegt. Geeignet schienen nur Verfahren zu sein, bei denen sich die gemessenen Leistungen auf Mengen oder Zeiten beziehen. Nach Vermutungen von Weiss (1982b, Weiss u. Mehlhorn 1982) waren von Maßen der zentralen Informationsverarbeitungsgeschwindigkeit die größten Aufschlüsse zu erwarten. Über sie scheint sich ohnehin zur Zeit die Auffassung durchzusetzen, daß sie die individuelle spezifische Grundlage für allgemeine Intelligenzleistungen bilden (Lehrl, 1974, 1980b, 1981b; Oswald u. Roth, 1978; Eysenck 1980; Roth 1982). Die in der Psychologie verbreiteten Verfahren dieser Art wie der Zahlen-Verbindungs-Test (Oswald u. Roth, 1978) haben jedoch den Nachteil, daß sie die informationspsychologischen Größen nicht unverzerrt wiedergeben, sondern daß in die Ergebnisse andere Größen, z.B. die für Handbewegungen erforderliche Zeit eingehen. Trotz dieser Mängel gelangte Weiss nicht nur zu Bestätigungen seiner Auffassung, daß Intelligenzleistungen, insbesondere Informationsverarbeitungsleistungen der Heterozygoten genau zwischen denen der Homozygoten liegen, sondern noch wesentlich spezifischer dazu, daß sich die Leistungen von M_2M_2, M_1M_2 und M_1M_1 zueinander wie 2:3:4 verhalten. Eine wesentliche Stütze für diese äußerst spezifische Behauptung bildeten Ergebnisse in einer Kombination geeigneter Subtests des Leistungs-Prüf-Systems LPS nach Horn (1962). Bild 2 gibt diese Ergebnisse tabellarisch für verschiedene Altersstufen wieder. Daraus geht auch hervor, daß die Verhältnisse zwischen den genotypspezifischen Leistungen altersunabhängig sind.

Alter der Probanten in Jahren	**IQ 94 M_2M_2**	**IQ 112 M_1M_2**	**IQ 130 M_1M_1**
12	15	23	30
15	17	26	33
18	18	28	35
21	18	29	36
Relation	2 :	3 :	4

Bild 2: Anzahl richtig gelöster Aufgaben im Leistungs-Prüf-System LPS Subtest 9. Aus Weiss (1982b)

Da unverzerrte Maße des Generalfaktors der Intelligenz fehlten, konnten die humangenetischen Annahmen von Weiss belegt, aber nicht zwingend bewiesen werden. So könnte man gegen ihn argumentieren, er habe unter den veröffentlichten manigfachen Intelligenztestbefunden die zu seinen Hypothesen geeigneten herausgesucht.

Am genauesten dürften sich z.Zt. die humangenetischen Hypothesen durch die informationspsychologischen Intelligenzforschungen von Lehrl prüfen lassen. Lehrl beansprucht, die individuenspezifische Grundlage des Generalfaktors der (flüssigen) Intelligenz durch die Kurzspeicherkapazität nach Frank erfassen und damit verzerrungsfrei messen zu können.

3. Kurzspeicherkapazität als individuenspezifische zentrale Größe für generelle Intelligenzleistungen

Frank veranschaulichte (1959, 1962/69 u.a.) den menschlichen Informationsumsatz durch ein "Organogramm", aus dem er für verschiedene Zwecke weitere, vereinfachende "Psychostrukturmodelle" entwickelte (vergl. u.a. verschiedene Beiträge in Meder/

Schmid, 1973/74, Band 1, 2 u. 5). Das Organogramm konstatiert bzw. postuliert verschiedene Orte oder Instanzen des Informationsumsatzes, Kanäle zwischen Übertragungskapazitäten dieser Kanäle und Speicherkapazitäten der Verarbeitungsinstanzen (Bild 3). Eine zentrale Rolle spielt der Kurzspeicher, der die je gegenwärtig bewußte

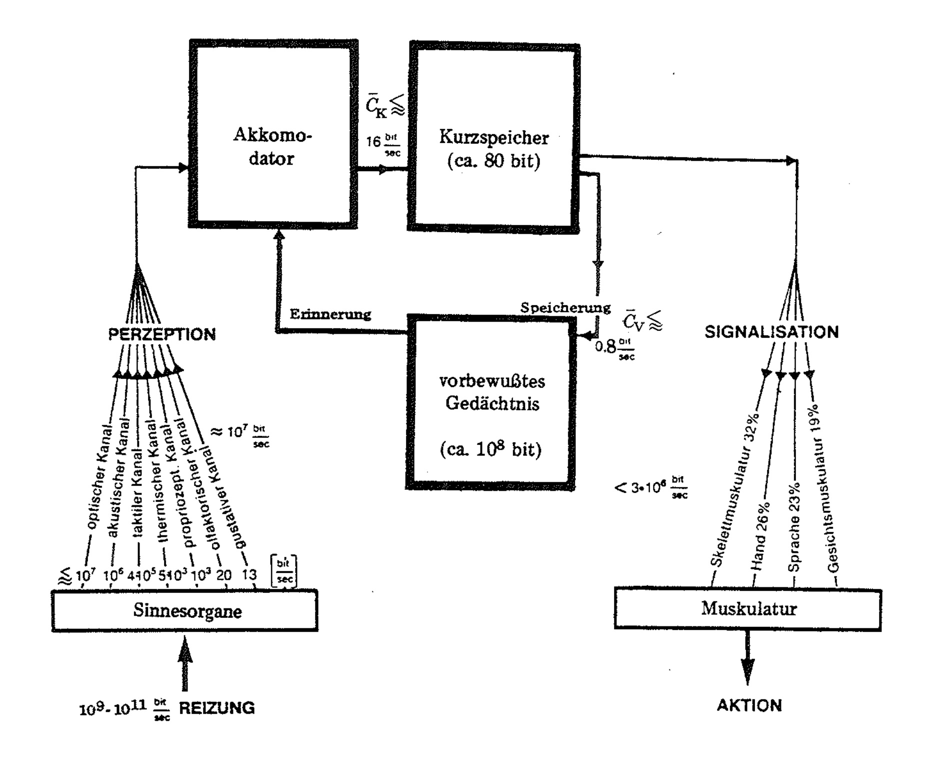


Bild 3: Vereinfachtes informationspsychologisches Organogramm nach Frank

Information enthält. Dort läuft auch die bewußte Informationsverarbeitung ab. Sie vollzieht sich in diskreten Zeiteinheiten, die beim Erwachsenen durchschnittlich 1/16 bis 1/15 Sekunden dauern. Während dieser Zeitabschnitte wird je 1 bit neuer Information apperzipiert, memoriert oder durch "reflexive Bewußtseinsprozesse" ins Bewußtsein aufgenommen bzw. verarbeitet (Frank, 1960, 1962/69) – pro Sekunde also 15 bis 16 bit Information. Die Information verblaßt nicht unmittelbar nach dem Bewußtwerden, sondern bleibt auch ohne erneute Zuwendung der Aufmerksamkeit bis maximal T = 10 Sekunden (beim Erwachsenen im Mittel T_R = 5 bis 6 Sekunden) gegenwärtig (Frank, 1962/69; Riedel, 1967). Die Speicherkapazität K_K des Kurzspeichers, mit anderen Worten die "Enge des Bewußtseins" (im philosophischen Wortsinne) beträgt also beim durchschnittlichen Erwachsenen maximal $C_K \cdot T$, d.h. 16 bit/s mal 10 s = 160 bit. Sicher verfügt der Erwachsene allerdings nur über $K_{K,R}$ ca. 5s mal 16 bit/s = 80 bit. Diese sichere Kurzspeicherkapazität kann man als individuenkennzeichnenden

Parameter heranziehen. Riedel (1964, 1967) bestätigte bereits durch seine Untersuchungen die Vermutung von Frank (1962, S. 148), daß die Kurzspeicherkapazität bei Kindern und Jugendlichen mit zunehmendem Lebensalter steigt, bis sie das angegebene Niveau der Erwachsenen erreicht. Lehrl wies (damit eine weitere der von Frank, 1962, S. 148 formulierten "offenen Fragen" beantwortend) nach, daß sie überdies bei (auch gleichaltrigen) Erwachsenen stark streut, und verglich sie hinsichtlich dieser interindividuellen Streuung mit biologischen Größen (1981a). Dabei gelangte er zu dem Ergebnis, daß sich die Erwachsenen in der Kurzspeicherkapazität wesentlich stärker unterscheiden als in nahezu allen biologischen Größen (Körperlängen, -gewichte, -volumina, biochemische und physiologische Funktionsparamter usf.). Beispielsweise beträgt bei Erwachsenen die Streuung der Kurzspeicherkapazität das achtfache der Streuung der Körpergröße und das fünffache der Streuung des Hirngewichts. Daraus geht bereits ihre Bedeutung für die individuelle Kennzeichnung von Menschen hervor.

Verschiedene Überlegungen und empirische Untersuchungen zeigten, daß die Kurzspeicherkapazität die individuenspezifische Grundlage für generelle fluide Intelligenzleistungen ist (Lehrl, 1974, 1980a). Deshalb lassen sich informationspsychologische Meßverfahren auch als Intelligenztests verwenden (Lehrl, Gallwitz, Blaha, 1980). Diese haben gegenüber konventionellen Intelligenztests überdies den Vorteil, die individuenspezifische zentrale Größe, die für Intelligenzleistungen verantwortlich ist, weitgehend unverzerrt zu messen. Obendrein erfolgen die Angaben auf dem Absolutskalenniveau. Deshalb sind nun schon beispielsweise Aussagen möglich wie: "Personen mit dem IQ 130 können doppelt so viel Information überblicken (d.h. gleichzeitig bewußtseinsgegenwärtig haben) wie Personen mit dem IQ 94." Die wesentlichen Zusammenhänge zwischen Kurzspeicherkapazität und Intelligenz ergeben sich aus Bild 4.

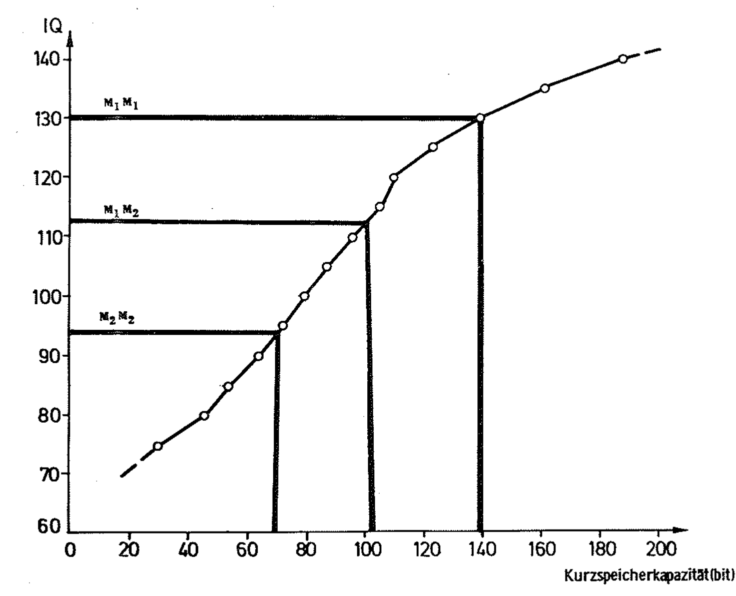


Bild 4: Zusammenhang zwischen IQ (Ordinate) und Kurzspeicherkapazität (Abszisse). Dick eingezeichnet die Genotypen des Generalfaktors der Intelligenz (Ordinate) und ihre Kurzspeicherkapazitäten.

Die Kurzspeicherkapazität war mit den Ergebnissen des Mehrfachwahl-Wortschatz-Intelligenztests MWT-B (Lehrl, 1977) konfrontiert worden, den Infratest an 1.956 Erwachsenen im Alter zwischen 20 und 64 Jahren für die BR Deutschland repräsentativ geeicht hatte (vgl. D.v. Zerssen, 1975). Daher lassen sich IQ-Punkte der Kurzspeicherkapazität zuordnen, und Aussagen, die sich aus dem humangenetischen Modell von Weiss ergeben, direkt überprüfen.

4. Genotyp und Kurzspeicherkapazität

Die erste humangenetisch abgeleitete Annahme von Weiss, daß die zentrale Informationsverarbeitung oberhalb ihres Mittelwertes von der Normalverteilung abweicht, läßt sich aus den informationspsychologischen Befunden (Bild 4) bestätigen. Deshalb konnten Jeske et al. (1982) nur im IQ-Bereich 80 – 115 einen linearen Zusammenhang zwischen (nach Konstruktion der Tests normalverteiltem) IQ und Kurzspeicherkapazität finden. Oberhalb des IQ 120 ergeben sich deutliche Häufungen in der Kurzspeicherkapazität, unterhalb des IQ 80 übrigens auch. Letzteres ist wohl, wie schon erwähnt, mit exogenen frühkindlichen Hirnschädigungen und genetischen Defekten zu erklären, während ersteres die Voraussage von Weiss stützt.

Eine trimodale Verteilung der Kurzspeicherkapazität läßt sich anhand des vorliegenden Datenmaterials jedoch nicht streng prüfen. Denn die IQ-Normen stammen vom MWT-B, der im oberen Intelligenzbereich nicht mehr stark differenziert. Repräsentative Erhebungen der Kurzspeicherkapazität müßten demnach noch eigens erfolgen. Dennoch bleibt festzuhalten, daß die Annahme einer deutlichen Abweichung intellektueller Grundbegabungen von der Normalverteilung eher gestützt als widerlegt wird.

Schärfer läßt sich hingegen die Annahme prüfen, die Heterozygoten lägen in der intellektuellen Leistungsfähigkeit genau zwischen den hypothetischen Homozygoten. Hier schlagen sich geringfügige Abweichungen vom wahren IQ, die durch die relative Grobheit im oberen Meßbereich des MWT-B bedingt sind, nicht so empfindlich nieder, wie bei den Untersuchungen einer trimodalen Verteilung. Die Genotypen M_2M_2 entsprechen dem mittleren IQ 94, also nach Bild 4 der Kurzspeicherkapazität 69 bit. Die Homozygoten M_1M_1 (mittlerer IQ 130) entsprechen im Mittel 139 bit, und die Heterozygoten (mittlerer IQ 112) streuen um 103 bit (Lehrl, 1981b). Die genaue durchschnittliche Kurzspeicherkapazität der Heterozygoten wäre 104 bit. Die tatsächlichen Befunde stimmen demnach recht gut mit den Erwartungen überein. Dabei ist schon zu berücksichtigen, daß die Meßwerte um den IQ 130 wegen der geringen Besetzungshäufigkeiten – weniger als 3% verfügen über den IQ 130 und höher – gewiß stark schwanken können.

Die kühnste Annahme von Weiss, wonach sich die intellektuellen Grundfähigkeiten der Genotypen wie 2:3:4 verhalten, wird überraschend gut bestätigt. Die Kurzspeicherkapazität 69 bit des Genotyps M_2M_2 ist fast exakt halb so groß wie die von M_1M_1 mit 139 bit, und die Kapazität 103 bit von M_1M_2 stimmt fast genau mit dem arithmetischen Mittelwert (104 bit) überein. Damit wäre die Annahme von Weiss mit einer Unschärfe von weniger als 1% bestätigt.

5. Ansatz zur Entdeckung weiterer Naturgesetze?

Insbesondere bei den spezifischen Angaben zur Relation der den Genotypen entsprechenden intellektuellen Leistungsfähigkeit greifen verschiedene theoretische und empirische Erklärungsansätze so präzise ineinander, daß die Ergebnisse nur höchst unwahrscheinlich bloßer Zufall sind. Daß die informationspsychologischen und humangenetischen Bemühungen zu einer wichtigen Neuorientierung in der Intelligenzforschung führen, dafür spricht schon, daß das neurophysiologische Gegenstück zu einer der beiden Grundkomponenten der Kurzspeicherkapazität bereits gefunden zu sein scheint: nämlich das Gegenstück zur Zeitdauer, in der 1 bit Information bewußt wird. Dieses stimmt nämlich numerisch genau mit einer bestimmten vorhergesagten Zeitdifferenz in frontal abgeleiteten, visuell evozierten Potentialen überein (Lehrl, 1980b), und der Kehrwert dieser Zeitdifferenz korreliert eng mit dem allgemeinen Intelligenzniveau (Ertl, 1966). Diese vorhergesagten und bestätigten Zusammenhänge lassen schon vermuten, daß damit bereits wichtige Teile einer Neufundierung des Gebäudes der biologischen und psychologischen Intelligenzforschung bereitstehen. Eine erhebliche Erweiterung dieses neuen Fundaments dürften die im gegenwärtigen Beitrag vorgelegten Ergebnisse darstellen. Sie bereiten auch schon die Aufdeckung zusätzlicher Naturgesetzlichkeiten vor. Denn daß sich die homozygoten Genotypen M_2M_2 und M_1M_1 in der Kurzspeicherkapazität wie 1:2 verhalten, beruht vermutlich auf einfachen genetischen Mechanismen und läßt in nächster Zeit plausible Erklärungen erwarten.

Weiss (1982b) ist der Auffassung, daß die Zahlenrelation 2:3:4 nur durch die additive Wirkung eines einfachen Enzympolymorphismus in Analogie zu anderen Ergebnissen der biochemischen Genetik zustandekommt, wobei das in Frage kommende Enzym aber bis jetzt noch nicht benannt werden kann. Weiss macht aber darauf aufmerksam, daß zwischen der Aktivität der Glutathionperoxidase und dem IQ von Sinet et al. (1979) eine Korrelation von .58 gemesessen wurde, und Studenten eine fast doppelt so hohe Aktivität aufweisen wie die Durchschnittsbevölkerung. Glutathionperoxidase und Gluathion-S-transferase B (Ligandin) spielen eine wichtige Rolle im Stoffwechsel des Neurotransmitters Glutathion und beeinflussen die Membranpermeabilität an den Synapsen. Das einzige dazu passende neurobiologische Modell, fundiert durch empirische Daten, scheint das Modell von Rahmann et al. (1976, 1983) zu sein, das eine rasche Umlagerung von Membranphospholipiden und Gangliosiden bei Lernprozessen annimmt. Wir hoffen, daß unsere Zusammenführung von humangenetischen und informationspsychologischen Ergebnissen zu einer geschlossenen Theorie von den Neurobiologen und Biochemikern als eine lohnende Herausforderung angesehen wird, nach den neurochemischen Äquivalenten des postulierten Enzympolymorphismus zu suchen und – davon sind wir überzeugt – ihn in den nächsten Jahren zu finden.

Schrifttum:

Ertl, J.: Evoked Potentials and Intelligence. Revue de l'université d'Ottawa 36 (1966) 599-607.
Eysenck, H.J.: Intelligenz. Struktur und Messung. Springer: Berlin-Heidelberg-New York, 1980.
Frank, H.G.: Informationsästhetik – Grundlagenprobleme und erste Anwendung auf die Mime pure. Diss. TH Stuttgart, 1959. Nachgedruckt in Meder/Schmidt Hrsg. (1973/74); Band 5
Frank, H.G.: Über grundlegende Sätze der Informationspsychologie. grkg 1 (1960) 25-32. Nachgedruckt in Meder/Schmid Hrsg. (1973/74); Band 1

Frank, H.G.: Kybernetische Grundlagen der Pädagogik. Eine Einführung in die Informationspsychologie. Agis-Verlag: Baden-Baden, 1962 (²1969).

Frank, H.G.: Derzeitige Bemühungen um Erweiterungen des informationspsychologischen Modells. grkg 18 (1977) 61-77.

Horn, W.: Leistungs-Prüf-System (LPS). Handanweisung. Hogrefe: Göttingen, 1962.

Jeske, H., S. Lehrl, H. Frank: "Faustformeln" zum IQ. grkg/Humankybernetik 23 (1982) 23-27.

Lehrl, S.: Subjektives Zeitquant und Intelligenz. grkg 15 (1974) 91-96.

Lehrl, S.: Mehrfachwahl-Wortschatz-Intelligenztest (MWT-B). Straube: Erlangen, 1977.

Lehrl, S.: Einfluß vergangener und akuter Krankenhausaufenthalte auf fluide und kristallisierte Intelligenzleistungen. Vless: Vaterstetten, 1980a.

Lehrl, S.: Subjektives Zeitquant als missing link zwischen Intelligenzpsychologie und Neurophysiologie? grkg 21 (1980b) 107-116.

Lehrl, S.: Variabilität menschlicher Parameter: Vergleich mit informationspsychologischen Kapazitäten. Bericht des 21. Kybernetisch-Padägogischen Werkstattgesprächs vom 5.–10.11.1980. Forschungs- und Entwicklungszentrum für objektivierte Lehr- und Lernverfahren: Paderborn, 1981a.

Lehrl, S.: Hatte Francis Galton doch recht? Informationspsychologischer Beitrag zur Verteilung intellektueller Begabungen. grkg 22 (1981b) 17-28.

Lehrl, S., A. Gallwitz, L. Blaha: Kurztest für Allgemeine Intelligenz KAI, Handanweisung. Vless: Vaterstetten-München, 1980.

Meder/Schmid, Hrsg. (1973/74): Kybernetische Pädagogik, Schriften 1958–1972. Institut für Kybernetik Paderborn und Kohlhammer Stuttgart, 5 Bände.

Oswald, W.-D., E. Roth: Der Zahlen-Verbindungs-Test (ZVT). Hogrefe: Göttingen, 1978.

Rahmann, H.: Lernen und Gedächtnis sowie Aspekte der Gedächtnissteigerung vom Standpunkt der Neurobiologie. In: Fischer, B., S. Lehrl (Hrsg.): Gehirn-Jogging. Narr-Verlag: Tübingen, 1983 (im Druck).

Rahmann, H., H. Rösner, H. Breer: A functional model of sialo-glyco-macromolecules in synaptic transmission und memory function. J. Theor. Biology 57 (1976) 231-237.

Riedel, H.: Die Altersabhängigkeit informationspsychologischer Parameter und ihre mögliche Bedeutung für Lehralgorithmen. In: Frank, H.G. (Hrsg.): Lehrmaschinen in kybernetischer und pädagogischer Sicht 2. Klett-Oldenbourg: Stuttgart-München, 1964.

Riedel, H.: Psychostruktur. Schnelle: Quickborn, 1967.

Roth, E.: Hirnleistungsstörungen und Informationsverarbeitung. In: Bente, D., H. Coper, S. Kanowski (Hrsg.): Hirnorganische Psychosyndrome im Alter. Springer: Berlin-Heidelberg-New York, 1982.

Sinet, P.-M., J. Lejeune, H. Jerome: Trisomy 21 (Down's syndrome), glutathione peroxidase, hexose monophosphate shunt and IQ. Life Sciences 24 (1979) 29-33.

von Zerssen, D.: Allgemeiner Teil zum Testsystem PSYCHIS. Beltz: Weinheim, 1975.

Weiss, V.: Die Prüfung von Hypothesen bei den synchron zum Probanden lebenden Seitenverwandten als Methode der Humangenetik. Biometr. Z. 15 (1973) 259-270.

Weiss, V.: Der Heritabilitätsindex in der Begabungs- und Eignungsdiagnose bei Kindern und Jugendlichen. Gegenbaurs morph. Jahrb., Leipzig 126 (1980) 865-872.

Weiss, V.: Klassischer und probabilistischer Mendelismus: Ein wissenschaftsgeschichtlicher Beitrag zur Latenz wissenschaftlicher Ideen. Biol. Zbl. (1982a) 597-607.

Weiss, V.: Psychogenetik. Humangenetik in Psychologie und Psychiatrie. VEB Gustav Fischer Verlag: Jena, 1982b.

Weiss, V., H.-G. Mehlhorn: Spearman's Generalfaktor der Intelligenz: Genotypen mit ganzzahligen Unterschieden in der zentralen Informationsverarbeitungsgeschwindigkeit. Z. Psychol. 190 (1982) 78-93.

Eingegangen am 25. November 1982

Anschriften der Autoren:
Dr. Siegfried Lehrl, Institut für Kybernetik, Kleinenberger Weg 16B, 4790 Paderborn
Prof. Dr. Helmar Frank, Institut für Kybernetik, Kleinenberger Weg 16B, 4790 Paderborn

Kontribuo al homgenetika ekspliko de la nunmemor-kapacito kiel la ĉefa individua varianto kondiĉanta la SPEARMANan bazan inteligentecfaktoron (Resumo)

Laŭ Volkmar WEISS baziĝas - tiom kiom temas pri la SPEARMANa „baza inteligentecfaktoro" - la heredebla komponanto de la mensa povo sur ununura gen-grupiĝo havanta du t.n. „alelojn", t.e. genotipajn variantojn (M_1;M_2) tre malsamoftajn: $p(M_1) = 0{,}2$; $p(M_2) = 0{,}8$. Tiu ĉi homogenetika teorio de la inteligenteco krome asertas, ke la mensa povo

(1) de la genotipoj M_1M_1, M_1M_2 kaj M_2M_2 distribuiĝas gaŭse ĉirkaŭ po unu specifa aritmo;
(2) de la t.n. „homozigotoj" (t.e. egalheredaj genotipoj) M_1M_1 aritme estas la duoblo de tiu de la homozigotoj M_2M_2 (bildo 2);
(3) de la „heterozigotoj" (t.e. miksheredaj genotipoj) M_1M_2 aritme estas la aritmo de la aritmoj de la mensaj povoj de la homozigotoj (bildo 2);
(4) de la tri kunigitaj genotipoj distribuiĝas kiel „superpozicio" (t.e. pezigita aritmo) de la tri normalaj (gaŭsaj) probablodistribuoj, tiel ke ekestas tendenco al ekesto de tri relativaj maksimumoj (bildo 1).

La asertoj (2) - (4) havas sencon nur, se la mensa povo estas mezurata racionalskalnivele senrilate al baza individuaro. Sed la mezuro nomita „inteligentec-kvociento" (IK) estas arbitre relative al baza individuaro tiel difinita, ke ĝi tie distribuiĝas gaŭse laŭ du arbitre interkonsentitaj parametroj: aritmo $M = 100$ kaj varianca devio $S \approx 15$. -

Kiel informpsikologian mezuron de la amplekso de la konscio Helmar FRANK enkondukis la nunmemor-kapaciton,

(1) kiun li difinis - kontraste al la IK-difino - senrilate al baza individuaro tiel, ke ĝi fariĝis mezurebla racionalskalnivele (eĉ absolutskalnivele);
(2) por kiu li eltrovis kiel mezumon ĉe plenkreskuloj valoron malpli ol 100 bitoj (bildo 3); kaj
(3) kiun li ekkomprenis kiel inteligentec-parametron dependantan almenaŭ de la aĝo.

Pri ĉi tiu nunmemor-kapacito Siegfried LEHRL pli specife eltrovis, ke ĝi

(1) laŭ sia koncepto kaj laŭ la rezultoj de pluraj empiriaj studoj interindividue estas ligita al la baza inteligentecfaktoro;
(2) estas la elstare plej grava individua varianto kondiĉanta la rezultojn en testoj por ĝenerala inteligenteco;
(3) superas la IK-mezuron diversrilate, nome pro tio, ke ĝi
  (a) sen rilato al relativigaj individuaro aŭ difina testmetodo estas individue mezurebla,
  (b) sendepende de arbitraj IK-konvencioj estas absolutskalnivele mezurebla,
  (c) baziĝas en kibernetika teorio de informprilaborado, kaj
  (ĉ) estas multe pli rapide mezurebla ol - per la plejmulto de la tradiciaj metodoj - la IK. -

La kunigo de la informpsikologia kaj la homgenetika teorioj de la inteligenteco havigas jenajn rezultojn:

(1) Ke la interdependeco inter nunmemor-kapacito kaj IK estas por alta mensa povo nelineara (bildo 4) estas eksplikeble per la aserto (4) de Weiss.
(2) La nunmemor-kapacito de la genotipo M_1M_1 (ofteco: 5%), nome 139 bitoj, estas - konforme al la aserto (2) de Weiss - preskaŭ precize la duoblo de tiu de la genotipo M_2M_2 (ofteco: 68%), kies konscio ampleksas aritme nur 69 bitojn.
(3) La aritma nunmemor-kapacito 103 bitoj de la genotipo, kiu surbaze de la oftec-distribuo korelativas kun la heterozigoto M_1M_2, estas - konforme al la aserto (3) de Weiss - preskaŭ precize la aritmo (104 bitoj) de la nunmemor-kapacitoj de la homozigotaj genotipoj.

Evidente la du teorioj sin reciproke apogas.

Towards a human genetic explanation of short-storage capacity as the chief individual variable determining Spearman's basic intelligence factor (Summary)

The hereditary component of mental capability is, according to Volkmar Weiss and as far as Spearman's "General Factor of Intelligence" is concerned, related to a single gene-complex with two allels (M_1;M_2) with sharply differing frequencies of occurence: $p(M_1) = 0.2$; $p(M_2) = 0.8$. This human-genetic theory of intelligence further states that the mental capabilities of

(1) genotypes M_1M_1, M_1M_2 and M_2M_2 are each normally distributed about their respective means,
(2) those of homozygotes M_1M_1 are on the average twice as large as those of homozygotes M_2M_2,
(3) those of heterozygotes M_1M_2 correspond to the arithmetic mean of the average capability of homozygotes,
(4) those of the genotypes sum up as three normal distributions and thus tend to have three modes (fig.1)

The claims (2) - (4) make sense only if one measures mental capacity on a rational scale level independent of a reference population. On the other hand the measure of IQ has been fixed in relation to a reference population in such a way that it shows a normal distribution with two arbitrarily chosen parameters: $M = 100$ and standard deviation $S \approx 15$.
As an information psychological measure of the extent of consciousness Helmar Frank introduced short-storage capacity

(1) which was defined, as opposed to IQ, without any relation to a reference population so that it could be measured on a rational scale level (or even on an absolute scale level),
(2) for which he found an average of less than 100 bits for adults and
(3) which he recognized as a parameter of intelligence - dependant at least on age.

More specifically, for the short-storage capacity Siegfried Lehrl found out that

(1) by its very conception, and as confirmed by several empirical studies, it is closely related interindividually to the general factor of intelligence,
(2) it is by far the most important individual determinant of capability in general intelligence tests,
(3) it is in many ways superior to the measure of IQ since
 (a) it can be measured without reference to a collective or use of a specific test-method,
 (b) its measurement is free from the arbitrary choice of IQ on an absolute scale level,
 (c) it is based upon a cybernetic theory of information processing,
 (d) it can be measured much faster than IQ by customary methods.

A comparison between the information psychological theory of intelligence and its human genetic counterpart leads us to following conclusions:

(1) the non-linear relationship between short storage and IQ (fig.2) at high levels of capability can be explained by Weiss' claim (4),
(2) the short-storage capacity of the genotype M_1M_1 (5% frequency of occurence) is, in agreement with Weiss' claim (2), at 139 bits approximately twice as large as that of genotype M_2M_2 (68% frequency of occurence), whose extent of consciousness has an average value of only 69 bits,
(3) the mean short-storage capacity of the genotype which, because of its frequency distribution, can be associated with genotype M_1M_2, has a capacity of 103 bits. According to Weiss' claim (3) this should be equal to the arithmetic mean (104 bits) of the short-storage capacities of the homozygote genotypes.

Thus the two theories support each other.

Vers l'explication génétique humaine de la capacité de la mémoire temporaire comme facteur determinant le plus important du facteur générale de l'intelligence suivant Spearman (Resumé)

Pour autant qu'il s'agisse du "facteur général de l'intelligence" de Spearman, l'élément héréditaire correspond, selon Volkmar Weiss, à un seul et unique complexe de gènes à deux allèles (M_1;M_2) d'une fréquence fort differénte: $p(M_1) = 0{,}2$; $p(M_2) = 0{,}8$. De plus, selon cette théorie génétique humaine de l'intelligence, l'efficience intellectuelle

(1) des génotypes M_1M_1, M_1M_2 et M_2M_2 est répartie, normalement, aux environs de leurs valeurs moyennes,
(2) des homozygotes M_1M_1 est, en moyenne, deux fois plus élevée que celle des homozygotes M_2M_2 (voir fig.2)
(3) des hétérozygotes M_1M_2 correspond à la moyenne arithmétique de l'efficience moyenne des homozygotes (voir fig.2)
(4) des génotypes se superpose selon trois répartitions normales et présente, ainsi, une tendance à la triculmination (fig.1).

Les affirmations (2) à (4) n'ont de sens que si l'efficience intellectuelle est mesurée, indépendemment d'un collectif de référence, au niveau d'échelle rationnel. La mesure du Q.I., par contre, est fixée par rapport à un collectif, de sorte qu'elle présente, ici, une répartition normale avec deux paramètres arbitrairement convenus: valeur moyenne $M = 100$ et divergence standard $S \approx 15$.
Comme mesure psychologique d'information de L'étendue de la conscience, Helmar Frank lançait la capacité de la mémoire temporaire

(1) qu'il définit, sans rapport avec un collectif, contrairement au Q.I., comme mesurable au niveau d'échelle rationel (voir même au niveau d'échelle absolu),
(2) dont il trouve comme valeur moyenne chez les adultes moins que 100 bit (voir fig.3) et
(3) qu'il reconnait comme étant un paramètre d'intelligence - dépendant au moins de l'âge.

Au sujet de la capacité de la mémoire temporaire, Siegfried Lehrl découvrait, plus spécifiquement

(1) qu'elle est liée étroitement au facteur général de l'intelligence, interindividuellement selon la conception et en raison de plusieurs études empiriques,
(2) qu'elle est le facteur déterminant individuel de loin plus important dans les tests relatifs à l'intelligence générale,
(3) qu'elle l'emporte à plusieurs points de vue sur le Q.I. étant
 (a) relevable individuellement, sans rapport à un collectif et sans procédé de test spécifique,
 (b) mesurable au niveau d'échelle absolu, indépendemment de la détermination arbitraire du Q.I.
 (c) ancrée dans une théorie cybernétique du traitement l'information et
 (d) pouvant être mesurée plus rapidement que le Q.I. avec la plupart des procédés habituels.

La confrontation de la théorie psychologique de l'information et de la théorie génétique humaine de l'intelligence conduit aux résultats suivants:

(1) L'affirmation (4) de Weiss permet d'expliquer la non-linéarité, présente dans l'efficinece élevée, du rapport entre la capacité de la mémoire temporaire et le Q.I. (fig.4);
(2) en accord avec l'affirmation (2) de Weiss, la capacité de mémoire temporaire du génotype M_1M_1 (fréquence: 5%) est, avec 139 bit, presque exactement deux fois plus élevée que celle du génotype M_2M_2 (fréquence: 68%), dont l'étendue de conscience ne présente, en moyenne, que 69 bit;
(3) la capacité de la mémoire temporaire moyenne du génotype - qui est à rattacher au génotype M_1M_2 en raison de la fréquence sur le plan de la répartition - correspond, conformément à l'affirmation (3) de Weiss, avec 103 bit presque exactement à la moyenne arithmétique (104 bit) de la capacité de la mémoire temporaire bref des génotypes homozygote.

Les deux théories se soutiennent donc réciproquement.

Mitteilungen * Sciigoj * News * Nouvelles

10e Congrès International de Cybernétique
10th International Congress on Cybernetics
10-a Internacia Kongreso de Kibernetiko
Namur (B) 1983-08-22/27

L'Association Internationale de Cybernétique organise le 10e Congrès International de Cybernétique, à Namur (Belgique) du 22 au 27 août 1983.
Les langue utilisées sont le français et l'anglais. Toutefois, en ce qui concerne les symposiums relevant de la "Cybernétique et les sciences sociales", il sera loisible d'utiliser l'ILo (Langue Internationale).
Les exposés et communications, présentés à l'occasion du Congrès, seront repris dans le volume des Actes.
FRAIS DE PARTICIPATION:
Membres de l'Association et auteurs de communications . . . . 1.500 francs belges
Autres participants . . . . . 3.000 francs belges
Le paiement peut se faire au compte 250-0077851-45 de l'Association Internationale de Cybernétique, à la Societé Générale de Banque à Namur (B); ou au compte de cheques postaux 000-0045356-57 de l'Association Internationale de Cybernétique à Namur (B); ou par cheque bancaire ou mandat postal international établi au nom de l'Association de Cybernétique, Palais des Expositions, place A.Ryckmans, 5000 Namur (B).
Avant-programme
Séance d'ouverture (lundi, 1983-08-22-10:00):
- éloge funèbre de M. Boulanger, président-fondateur de l'Association Internationale de Cybernétique, par M. Lemaire, avec évocation musicale;
- allocution d'ouverture par le Gouverneur de la Province de Namur, président d'honneur de l'AIC et président du Congrès
- conference générale .

Cinq autres conférences générale auront lieu mardi, mercredi, jeudi et vendredi de 9 à 10 h et lors la séance de clôture. Deux conférence générales seront en français - Collot (F) et Nicolau (R) -, deux en anglais - Lasker (CDN) et Umpleby (USA) -, et deux en ILo - Ĉen (TJ) et Frank (D) -. Ils seront traduits simultanement.
Les autres conférences auront lieu dans les Symposiums, qui seront repartis en 4 sections.
SECTION I: Principes de Cybernétique et théorie générale des systèmes/*Principles of Cybernetics and General Theory of Systems*
Symposium I: Fundamentals of Cybernetics. President: S.A.UMPLEBY (USA)
Symposium II: Théorie générale des systèmes. Président: F.COLLOT (F)
Symposium III: Le concept d'organisation en Cybernétique. Président: F.MAIRLOT (B)
Symposium IV: Cybernétique et autonomie. Président: P.VENDRYES (F)
Symposium V: Representation, Use and Acquisition of Knowledge or the Manufacture of Knowledge. President: F.VANDAMME (B)
SECTION II: La Cybernétique dans les systèmes sociaux/*Cybernetics in Social Systems*/Antropokibernetiko
Symposium VI: Cybernetics, Law and Society. President: M.HEATHER (GB)

Symposium VII: Lingvokiberntiko. Prezidanto: F.PENNACCHIETTI (I);
Symposium VIII: Kibernetika Pedagogio. Prezidanto: H.FRANK (D); Vicprezidantoj: V.MUŽIĆ (YU) & O.SANGIORGI (BR).
Symposium IX: Intrapsychic and Interindividual Informatic Network for Socio-Cultural Development. President: A.NIGRO (I).
Symposium X: Communication and Prevention. President: D.UNGERER (D).
Symposium XI: Kibernetiko en Psikologio. Prezidanto: C.PIRON (CH); Vicprezidantoj: S.CULBERT (USA) & S.LEHRL (D)
Symposium XII: Kibernetiko kaj Ekologio. Prezidanto: M.MARINOV (BG)
Symposium XIII: Komputiloj en Medicino kaj Tekniko. Prezidanto: R.FISCHER (D)
Symposium XIV: Cyberntical Economics. President: J.BAETGE (D)
SECTION III: La Cybernétique dans les sciences de l'ingenieur/*Cybernetics in the Engineering Sciences*
Symposium XV: Système homme-machine. Président: N.MALVACHE (F)
Symposium XVI: Man in a High Technology Environment. President G.E.LASKER (CND)
SECTION IV: La Cybernétique en biologie et en médecine/*Cybernetics in Biology and Medicine*
Symposium XVII: The Notion of Intelligence in Cybernetics. President: H.FATMI (GB)
Symposium XVIII: Developpement - Interdisciplinarité - Cybernétique. Président: E.NICOLAU (R)
Symposium XIX: La modelisation mathématique en physiologie et en biomédecine - La généralité de la Cybernétique dans cette discipline. Président: A.J.GUILLEZ (F)

Secretariat et lieu du Congrès/*Secretary's Office and place of Congress*/Sekretariejo kaj kongresejo:
Palais des Expositions
Place André Rijckmans
B-5000 Namur (Belgique/*Belgium*/Belgio)

---

21. SYMPOSIUM DER GPI

Die Gesellschaft für Pädagogik und Information führt ihr diesjähriges Symposium vom *2. bis 4. März '83* im Rahmen der INTERSCHUL '83 in Zusammenarbeit mit der Gesellschaft für Weiterbildung Westfalen-Lippe durch.

Veranstaltungsort:
Konferenzraum Ausstellungsgelände Westfalenhalle in Dortmund.

Rahmenthema:
Bildschirm-Bildung? Pädagogische und politische Perspektiven der neuen Medien

Tagungsgebühren:
Studenten: DM 45,-, GPI-Mitglieder und Lehrer: DM 70,-, Gäste: DM 95,-, Tageskarten: Mitglieder DM 35,-, Gäste DM 45,-.

Anmeldung: Bundesgeschäftsstelle der Gesellschaft für Pädagogik und Information, Pohlweg 52, D-4790 Paderborn, Tel. 05251-61877

Vorgesehenes Programm:
2.3.83: Tag der INTERSCHUL
Abends Sitzung des erweiterten Vorstands (Gesamtvorstand und Sektionsvorstände)
3.3.83: Tag der Plenarveranstaltungen
Abends Sitzung der Sektionen gen
4.3.83: Tag der Arbeitsgruppenveranstaltungen
Abends Mitgliederversammlung (mit Wahlen)

Estas kreota

Tutmonda Asocio pri Kibernetiko, Informadiko kaj Sistemiko (TAKIS)

celanta
- apogi kaj reprezenti l'Association Internationale de Cybernetique Namur (B) ekster Belgio kaj precipe en la landoj parolantaj nek la francan nek la anglan lingvon,
- fariĝi kupola organizo de la naciaj kibernetikaj, informadikaj kaj sistemikaj organizoj, kondiĉe, ke ĉi tiuj agnoskos krom la propra nacia lingvo (kaj krom eventualaj kromaj naciaj lingvoj) almenaŭ tiucele ankaŭ la Internacian Lingvon,
- membrigi senpere fakulojn, kiuj ne povas aŭ volas aliĝi al apoganta nacia fakorganizo,
- okazigi (ĉu kunlabore kun l'Association Internationale de Cybernetique, ĉu kun koncerna nacia fakorganizo, ĉu memstare) internaciajn kibernetikajn kongresojn, kies laborlingvoj estas la Internacia Lingvo kaj eventuale la loke oficiala - kaj, kaze de kunlaboro kun l'Association Internationale de Cybernetique, ankaŭ ĉiuj ties oficialaj lingvoj,
- instigi fakulojn parolantajn la Internacian Lingvon al partopreno je la Xa Internacia Kibernetika Kongreso en Namur 1983-08-22/27, kaj al apogo de la reformprogramo en la senco de daŭra oficialigo de la Internacia Lingvo kaj de la alterna elekto de ankaŭ aliaj kongreslokoj krom Namur.

Kondiĉe ke fine de aŭgusto 1983 ne evidentiĝintos la realigeblo de la supraj celoj senpere kadre de l'Association Internationale de Cybernetique, TAKIS laŭjure fondiĝos kaj serĉos oficialan sidejon en neŭtrala lando. Intertempe TAKIS estas neoficiala, internacia laborrondo, kaj ĉiuj aliĝoj estas provizoraj kaj al nenio devigaj, precipe al nenioma kotizo.

Prof.d-ro Helmar G.FRANK
Instituto pri Kibernetiko
Kleinenberger Weg 16 B
D-4790 Paderborn
Tel.(0049-/0-)5251-64200

Richtlinien für die Manuskriptabfassung

Artikel von mehr als 12 Druckseiten Umfang (ca. 36.000 Anschläge) können in der Regel nicht angenommen werden; bevorzugt werden Beiträge von maximal 8 Druckseiten Länge. Außer deutschsprachigen Texten erscheinen ab 1982 regelmäßig auch Artikel in den drei Kongreßsprachen der Association Internationale de Cybernétique, also in Englisch, Französisch und Internacia Lingvo. Die verwendete Literatur ist, nach Autorennamen alphabetisch geordnet, in einem Schrifttumsverzeichnis am Schluß des Beitrags zusammenzustellen - verschiedene Werke desselben Autors chronologisch geordnet, bei Arbeiten aus demselben Jahr nach Zufügung von „a", „b" usf.. Die Vornamen der Autoren sind mindestens abgekürzt zu nennen. Bei selbständigen Veröffentlichungen sind anschließend nacheinander Titel (evt. mit zugefügter Übersetzung, falls er nicht in einer der Sprachen dieser Zeitschrift steht), Erscheinungsort und -jahr, womöglich auch Verlag, anzugeben. Zeitschriftenbeiträge werden nach dem Titel vermerkt durch Name der Zeitschrift, Band, Seiten und Jahr. - Im Text selbst soll grundsätzlich durch Nennung des Autorennamens und des Erscheinungsjahrs (evt. mit dem Zusatz „a" etc.) zitiert werden. - Bilder (die möglichst als Druckvorlagen beizufügen sind) einschl. Tabellen sind als „Bild 1" usf. zu numerieren und nur so zu erwähnen, nicht durch Wendungen wie „vgl. folgendes (nebenstehendes) Bild". - Bei Formeln sind die Variablen und die richtige Stellung kleiner Zusatzzeichen (z.B. Indices) zu kennzeichnen.
Ein Knapptext (500 - 1.500 Anschläge einschl. Titelübersetzung) ist in mindestens einer der drei anderen Sprachen der GrKG/Humankybernetik beizufügen.
Im Interesse erträglicher Redaktions- und Produktionskosten bei Wahrung einer guten typographischen und stilistischen Qualität ist von Fußnoten, unnötigen Wiederholungen von Variablensymbolen und übermäßig vielen oder typographisch unnötig komplizierten Formeln (soweit sie nicht als druckfertige Bilder geliefert werden) abzusehen, und die englische oder französische Sprache für Originalarbeiten in der Regel nur von „native speakers" dieser Sprachen zu benutzen.

*

Direktivoj por la pretigo de manuskriptoj

Artikoloj, kies amplekso superas 12 prespaĝojn (ĉ. 36.000 tajpsignojn) normale ne estas akceptataj; preferataj estas artikoloj maksimume 8 prespaĝojn ampleksaj. Krom germanlingvaj tekstoj aperadas de 1982 ankaŭ artikoloj en la tri kongreslingvoj de l'Association Internationale de Cybernétique, t.e. en la angla, franca kaj Internacia lingvoj.
La uzita literaturo estu surlistigita je la fino de la teksto laŭ aŭtornomoj ordigita alfabete; plurajn publikaĵojn de la sama aŭtoro bv. surlistigi en kronologia ordo, en kazo de samjareco aldoninte „a", „b" ktp.. La nompartoj ne ĉefaj estu almenaŭ mallongigite aldonitaj. De disaj publikaĵoj estu - poste - indikitaj laŭvice la titolo (evt. kun traduko, se ĝi ne estas en unu el la lingvoj de ĉi tiu revuo), la loko kaj jaro de la apero, kaj laŭeble la eldonejo. Artikoloj en revuoj ktp. estu registritaj post la titolo per la nomo de la revuo, volumo, paĝoj kaj jaro. - En la teksto mem bv. citi pere de la aŭtornomo kaj la aperjaro (evt. aldoninte „a" ktp.). - Bildojn (laŭeble presprete aldonendajn!) inkl. tabelojn bv. numeri per „bildo 1" ktp. kaj mencii ilin nur tiel, neniam per teksteroj kiel „vd. la jenan (apudan) bildon". - En formuloj bv. indiki la variablojn kaj la ĝustan pozicion de etliteraj aldonsignoj (ekz. indicoj).
Bv. aldoni resumon (500 -1.500 tajpsignojn inkluzive tradukon de la titolo) en unu el la tri aliaj lingvoj de GrKG/Humankybernetik.
Por ke la kostoj de la redaktado kaj produktado restu raciaj kaj tamen la revuo grafike kaj stile bonkvalita, piednotoj, nenecesaj ripetoj de simboloj por variabloj kaj tro abundaj, tipografie nenecese komplikaj formuloj (se ne temas pri prespretaj bildoj) estas evitendaj, kaj artikoloj en la angla aŭ franca lingvoj normale verkendaj de denaskaj parolantoj de tiuj ĉi lingvoj.

*

Regulations concerning the preparation of manuscripts

Articles occupying more than 12 printed pages (ca. 36,000 type-strokes) will not normally be accepted; a maximum of 8 printed pages is preferable. From 1982 onwards articles in the three working-languages of the Association Internationale de Cybernétique, namely English, French and Internacia Lingvo will appear in addition to those in German. Literature quoted should be listed at the end of the article in alphabetical order of authors' names. Various works by the same author should appear in chronological order of publication. Several items appearing in the same year should be differentiated by the addition of the letters "a", "b", etc. Given names of authors, (abbreviated if necessary, should be indicated. Works by a single author should be named along with place and year of publication and publisher if known. If articles appearing in journals are quoted, the name, volume, year and page-number should be indicated. Titles in languages other than those of this journal should be accompanied by a translation into one of these if possible. - Quotations within articles must name the author and the year of publication (with an additional letter of the alphabet if necessary). - Illustrations (fit for printing if possible) should be numbered "figure 1", "figure 2", etc. They should be referred to as such in the text and not as, say, "the following figure". - Any variables or indices occuring in mathematical formulae should be properly indicated as such.
A resumee (500 - 1,500 type-strokes including translation of title) in at least one of the other languages of publication should also be submitted.
To keep editing and printing costs at a tolerable level while maintaining a suitable typographic quality, we request you to avoid footnotes, unnecessary repetition of variable-symbols or typographically complicated formulae (these may of course be submitted in a state suitable for printing). Non-native-speakers of English or French should, as far as possible, avoid submitting contributions in these two languages.

*

Forme des manuscrits

D'une manière générale les manuscrits comportant plus de 12 pages imprimées ne peuvent être acceptés. Les références littéraires doivent faire l'objet d'une bibliographie alphabétique en fin d'article. Plusieurs oeuvres du même auteur peuvent être énumerées par ordre chronologique. Le prénom de chaque auteur doit être mentionné, au moins en abrégé. Indiquez le titre, le lieu et l'année de publication, et, si possible, l'éditeur des livres, ou, en cas d'articles de revue, le nom de la revue, le titre, les pages (p. ex. p. 317-324) et l'année dans cet ordre. On peut mentionner le titre des articles ayant fait l'objet de publications. Les publications d'un auteur parues la même année feront l'objet d'une classification (telle que a, b etc.). On citera dans le texte le nom de l'auteur, suivi de l'année de l'édition (éventuellement complété par "a" etc.). Evitez les notes en bas de pages.